

# **Ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande i Finland**

**En flernivåstudie med fokus på diskrepansen i utfallet för  
inom- och mellan-observationsanalyser med paneldata**

Magisteravhandling i statskunskap

Författare: Sofi Granö

Handledare: Henrik Serup Christensen

Fakulteten för samhällsvetenskaper  
och ekonomi

Åbo Akademi, våren 2020

**ÅBO AKADEMI – FAKULTETEN FÖR SAMHÄLLSVETENSKAPER OCH EKONOMI**

Abstrakt för avhandling pro gradu

Ämne: statskunskap	
Författare: Sofi Granö	
Arbetets titel: Ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande i Finland: En flernivåstudie med fokus på diskrepansen i utfallet för inom- och mellan-observationsanalyser med paneldata	
Handledare: Henrik Serup Christensen	
<p>Den ökande ekonomiska ojämlikheten i industriländer under de senaste decennierna har väckt oro gällande konsekvenserna för politisk jämlikhet, där många länder har upplevt en aldrig tidigare skådad uppgång i polarisering av inkomstdistributionen (Förenta nationerna 2019a). Under samma tidsperiod har moderna demokratier upplevt ett avtagande intresse för den mest konventionella formen av politisk aktivitet, nämligen valdeltagande (OECD 2019, 59). Enligt tidigare forskning inom komparativ ekonomisk politik kan fördelningen av resurser vara en minst lika viktig förklaringsfaktor för politiskt beteende som andra traditionellt uppmärksammade faktorer. Syftet med denna pro gradu-avhandling är att undersöka detta samband inom gränserna för Finland under perioden 1995–2015. Den övergripande forskningsfrågan är: ”Finns det ett samband mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande i finska kommuner?”</p> <p>Tidigare empiriska studier på området rapporterar blandade resultat: effekten föreslås vara endera negativ eller icke-existerande (Jensen &amp; Jespersen 2017, 24). Det allmänna resonemanget bakom antagandet om en koppling mellan fenomenen är att stor ojämlikhet i inkomst leder till missnöje eller apati, som via olika mekanismer resulterar i lägre politisk mobilisering (Mahler 2002, 138). Denna negativa korrelation mellan fenomenen motiveras med grund i deltagandeteori som bland annat fokuserar på socialpsykologiska faktorer (Goodin &amp; Dryzek 1980), resursers betydelse (Brady, Verba och Schlozman 1995) och individens minskade påverkningsmöjligheter (Schattschneider 1960). Tidigare studier har dock ofta undersökt fenomenet från ett tvärsnittsperspektiv, vilket försvårar påståenden om kausala samband. De studier som beaktar tidsaspekten och tillämpar analyser med longitudinella data ignorerar fortsättningsvis distinktionen mellan så kallade ”inom-observationseffekter” och ”mellan-observationseffekter” i tolkningen av analysernas regressionskoefficienter (van de Pol &amp; Wright 2009). Föreliggande avhandlings analyser genomförs med speciell hänsyn till metodologi och beaktar denna fundamentala distinktion i ett flernivåperspektiv baserat på paneldata för finska kommuner. För att öka robustheten i resultaten tillämpas analyser på två olika aggregeringsnivåer, vilket gör ansatsen den hittills mest omfattande på subnationell nivå.</p> <p>Resultaten av analyserna stöder inte antagandet om en negativ korrelation mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande: i tre av fyra fall är sambandet förvisso negativt men statistiskt signifikant endast i en av dessa. Analysen med signifikant negativ effekt utförs med tidsserieaspekten av data på kommunnivå. På grund av egenskaper i tvärsnittsdata kan sambandet dock inte tolkas som en kausal effekt. Överlag tyder resultaten från analyserna på att de sanna icke-signifikanta inom-observationseffekterna för kommunerna maskeras som ett signifikant negativt respektive positivt samband i mellan-observationsanalyserna.</p>	
Nyckelord: politiskt deltagande, ekonomisk ojämlikhet, flernivåanalys, fixa effekter-analys, inom- och mellan-observationseffekter, politisk jämlikhet	
Datum: 27.04.2020	Sidoantal: 84

# Innehållsförteckning

<b>1 Inledning</b>	<b>1</b>
1.1 Syfte och frågeställning	3
1.2 Disposition	3
<b>2 Studiens referensram</b>	<b>4</b>
2.1 Bakgrund och definitioner	4
2.1.1 Ekonomisk ojämlikhet	4
2.1.2 Valdeltagande	8
2.2 Valdeltagandeteorier	11
2.3 Teoretisk förankring för hypoteserna	14
2.3.1 Positiv effekt	15
2.3.2 Relativ effekt	16
2.3.3 Negativ effekt	16
2.3.4 Ingen effekt	18
2.3.5 Sammanfattning av teorier	18
<b>3 Tidigare forskning</b>	<b>19</b>
3.1 Metodologiska distinktioner	19
3.2 Hämmande effekt	23
3.3 Icke-signifikant effekt	27
3.4 Sammanfattning av tidigare forskning	28
3.5 Hypoteser	29
<b>4 Forskningsdesign</b>	<b>30</b>
4.1 Källmaterial	31
4.2 Metod	32
4.2.1 Paneldata och multikollinearitet	32
4.2.2 Fixa effekter-regressioner	34
4.2.3 Flernivåregressioner	36
4.2.4 Inom- och mellan-observationseffekter	36
4.3 Operationalisering	39
4.3.1 Beroende variabel	39
4.3.2 Oberoende variabel	40
4.3.3 Kontrollvariabler	41

4.4 Deskriptiv statistik	43
4.4.1 Kommunnivå	43
4.4.2 Individnivå	46
<b>5 Analyismetod</b>	49
5.1 Ekonometriska specifikationer	49
5.1.1 Hausman-test	49
5.1.2 Variansinflationsfaktor	50
5.1.3 Heteroskedasticitet	50
5.1.4 Inomklasskorrelation	51
5.2 Regressionsmodeller	52
5.2.1 Kommunnivå	52
5.2.2 Individnivå	53
<b>6 Analys och resultat</b>	55
6.1 Analys på kommunnivå	55
6.2 Analys på individnivå	59
<b>7 Diskussion</b>	63
<b>8 Avslutning</b>	67
<b>Litteraturförteckning</b>	70
<b>Appendix</b>	76

## Tabell- och figurförteckning

### Tabeller

<b>Tabell 1.</b> Hypotetiska utfall av ökning i inkomstjämlighet	18
<b>Tabell 2.</b> Jämförelse av tre regressionsmetoder: effekten av äktenskap på löner	21
<b>Tabell 3.</b> Utfall av en ökning i inkomstjämlighet enligt tidigare empiriska studier	28
<b>Tabell 4.</b> Deskriptiv statistik för variabler på kommunnivå, 1995–2015	43
<b>Tabell 5.</b> Deskriptiv statistik indelat i kommuner med högt och lågt valdeltagande	44
<b>Tabell 6.</b> Deskriptiv statistik för variabler på individnivå, 2003–2015	47
<b>Tabell 7.</b> Deskriptiv statistik på individnivå, indelat i om respondenten röstat i senaste val	47
<b>Tabell 8.</b> Hausman-test för analys på kommunnivå	50
<b>Tabell 9.</b> VIF-test på kommunnivå	50
<b>Tabell 10.</b> Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test för heteroskedasticitet	51
<b>Tabell 11.</b> Inomklasskorrelationstest	51
<b>Tabell 12.</b> Valdeltagandets bestämningsfaktorer på kommunnivå (%)	55
<b>Tabell 13.</b> Röstandets bestämningsfaktorer på individnivå	59
<b>Tabell 14.</b> Sammanfattning av resultaten	63

### Figurer

<b>Figur 1.</b> Ginikoefficient (disponibel penninginkomst), 1995–2015	5
<b>Figur 2.</b> Valdeltagande i finländska riksdagsval, 1908–2015	9
<b>Figur 3.</b> Jämförelse av tre regressionsmetoder: effekten av äktenskap på löner	20
<b>Figur 4.</b> Illustrering av inom- och mellan-observationseffekter	38
<b>Figur 5.</b> Lorenzkurva. Baserad på fiktiva data	41
<b>Figur 6.</b> Spridning i ginikoefficient på kommunnivå, 1995–2015	45
<b>Figur 7.</b> Variation i ginikoefficient för valdeltagande på kommunnivå	46
<b>Figur 8.</b> Spridning i ginikoefficient på individnivå, 2003–2015	48
<b>Figur 9.</b> Variation i ginikoefficient för röstande på individnivå	49
<b>Figur 10.</b> Predikterat linjärt samband för inom-observationseffekten	56
<b>Figur 11.</b> Predikterat linjärt samband för mellan-observationseffekten	57
<b>Figur 12.</b> Predikterad sannolikhet för att rösta, inom-observationseffekt	60

<b>Figur 13.</b> Predikterad sannolikhet för att rösta, mellan-observationseffekt	61
<b>Figur 14.</b> Sambandet mellan inom och mellan-observationseffekterna på kommunnivå	65
<b>Figur 15.</b> Sambandet mellan inom och mellan-observationseffekterna på individnivå	65

### **Tabeller och figurer i appendix**

<b>Tabell 15.</b> Specifikationer för variabler på kommunnivå	76
<b>Tabell 16.</b> Specifikationer för variabler på individnivå	77
<b>Tabell 17.</b> Valdeltagandets bestämningsfaktorer, avvikande värden exkluderade (kommunnivå)	79
<b>Tabell 18.</b> Valdeltagandets bestämningsfaktorer, stegvis (FE-modell på kommunnivå)	81
<b>Tabell 19.</b> Valdeltagandets bestämningsfaktorer, stegvis (BE-modell på kommunnivå)	82
<b>Tabell 20.</b> Röstandets bestämningsfaktorer, stegvis (individnivå)	83
<b>Tabell 21.</b> Röstandets bestämningsfaktorer, avvikande värden exkluderade (individnivå)	84
 <b>Figur 16.</b> Predikterat linjärt samband, avvikande värden exkluderade (kommunnivå, BE)	 80

## 1 Inledning

Principen för den moderna rättsstaten grundar sig på idén om varje medborgares lika deltagande i den demokratiska processen som utser ledningen i ett land. Denna process förutsätter aktivt deltagande av välinformerade och resursstarka medborgare. I samhällen med ojämnt fördelade resurser finns det dock ingen garanti för att idén förverkligas. Moderna demokratier har upplevt ett avtagande intresse för den mest konventionella formen av politisk aktivitet, nämligen valdeltagande (OECD 2019). I en värld med drastiskt ökande ekonomisk ojämlikhet (Keeley 2015) finns det skäl att undersöka om det finns en koppling mellan dessa fenomen. Studier i politiskt deltagande har i allmänhet fokuserat på individuella resurser och institutionella faktorer, medan den samhälleliga miljöns inverkan har fått mindre uppmärksamhet (Horn 2011, 9). Enligt tidigare forskning inom komparativ ekonomisk politik kan fördelningen av resurser, såsom inkomstfördelningens inverkan på valdeltagande, vara en minst lika viktig förklaringsfaktor för politiskt beteende som andra traditionellt uppmärksammade faktorer.

Den ökande globala uppmärksamheten på ekonomisk ojämlikhet och den allmänna oron över konsekvenserna av utvecklingen är en indikation på temats relevans. I FN:s Agenda 2030 som godkändes av alla FN-stater år 2015 ingår minskade ojämlikheter som ett av de 17 överhängande målen för fred och välbefinnande (Förenta nationerna 2019b). Rapporten *Global Sustainable Development Report 2019* utgiven av en oberoende forskargrupp följer arbetet mot dessa mål och listar de mest kritiska kraven på åtgärder. Enligt rapporten har den ekonomiska tillväxten på senare tid varit mycket ojämn, där många länder har upplevt en aldrig tidigare skådad uppgång i tillgångar och ojämlikhet i inkomstdistribution (Förenta nationerna 2019a, xxiv, 59). Inom OECD har ojämlikheten stigit sedan 1980-talet, då den disponibla lönen för inkomsttagare i den 90:e percentilen var cirka sju gånger högre än för den tionde percentilen. År 2010 hade förhållandet ändrat drastiskt, då siffran stigit till 9,5 gånger högre (Keeley 2015, 32–33). Finland är inget undantag när det gäller denna utveckling. Från 1990-talet har medelklassen i Finland krympt och inkomstpolariseringen bland befolkningen vuxit. Låg- och medelinkomsttagare får mindre andelar av de totala inkomsterna medan höginkomsttagare får en större andel (Gestrin 2019). Uttryckt i siffror var ginikoefficienten för disponibel penninginkomst i Finland 20,9 år 1981, varefter den med några mindre undantag steg till 25,5 år 2015 (Statistikcentralen 2019a).

Under samma tidsperiod har valdeltagande i industriländer minskat. I Europa var valdeltagandet cirka 85 procent fram till mitten av 1980-talet, varefter det sjönk med 10–15 procent (Horn 2011, 11). En likadan utveckling har inträffat i Finland, där valdeltagandet i riksdagsval nådde sin höjdpunkt år 1962 med 85,1 procent och med några undantag alltså sjunkit tills den lägsta röstningsprocenten nåddes år 2007 (67,9 procent). Deltagandet har sedan dess stigit (72,1 procent år 2019), men befinner sig fortfarande långt under nivån vid höjdpunktsåren (Statistikcentralen 2019d).

I en tid som karaktäriseras av ojämlikhet är det förvånande att det inte gjorts större ansträngningar för att nå en etablerad konsensus om effekten av ekonomisk ojämlikhet på valdeltagande. Det allmänna resonemanget bakom antagandet om en koppling mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande är att en hög nivå av ojämlikhet i inkomst leder till missnöje eller apati och via olika mekanismer leder till lägre grad av mobilisering (Mahler 2002, 138). Denna negativa korrelation mellan fenomenen motiveras med grund i valdeltagandeteori och tidigare empirisk forskning på området. I teorin är politiskt deltagande överlag beroende av resurser såsom fritid, utbildning och ekonomisk situation, där väljare med mindre resurser inte har möjlighet att delta i samma utsträckning (Brady, Verba & Schlozman 1995, 285). En annan förklaring utgår från individens subjektiva uppfattning om den egna positionens politiska effektivitet, så att låginkomstgrupper passiveras i ett system som gynnar höginkomstgrupper (Goodin & Dryzek 1980, 273–274). Andra forskare förutspår dock högre valdeltagande i ett ekonomiskt polariserat samhälle, exempelvis med grund i konfliktteorin (Meltzer & Richard 1981, 916).

Empiriska studier på området rapporterar blandade resultat; där effekten föreslås vara endera negativ eller icke-existerande (Jensen & Jespersen 2017, 24). Den existerande litteraturen domineras särskilt av nordamerikanska studier, vars situation är unik eftersom landet med god marginal har den mest ojämlika fördelningen av inkomst och det lägsta valdeltagandet bland större industriländer. I kontexten av detta är Finland som forskningsobjekt intressant eftersom landet har en relativt jämn ekonomisk fördelning och en högre valdeltagandesiffra än USA. Eftersom tidigare studier varierar stort i empirisk tillämpning, forskningsobjekt, tidsperiod, datamaterial och kontrollvariabler är det inte förvånande att ingen konsensus nåtts gällande effekten av ekonomisk ojämlikhet på valdeltagande. Forskare har dessutom ofta undersökt fenomenet från ett tvärsnittsperspektiv, vilket försvårar påståenden om kausala samband. De studier som beaktar tidsaspekten och tillämpar analyser med longitudinella data ignorerar



fortsättningsvis distinktionen mellan så kallade ”inom-observationseffekter” och ”mellan-observationseffekter” i tolkningen av analysernas regressionskoefficienter (van de Pol & Wright 2009). Detta resulterar i en potentiell diskrepans i utfallet från de olika analyserna.

## 1.1 Syfte och frågeställning

Den ekonomiska ojämlikheten har ökat även i Finland, på samma gång som valdeltagandet har sjunkit. Avhandlingen föreslår att fördelning av resurser måste beaktas när politiskt deltagande studeras överlag. Syftet med avhandlingen är att granska temat från ett teoriprövande perspektiv genom att utreda ett potentiellt samband mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande i Finland, där inkomstpolariseringen föregår valdeltagande i ett kausalt samband. Avhandlingens analyser undersöker sambandet både på kommun- och individnivå och skiljer mellan longitudinell och tvärsnittsvariation (inom- respektive mellan-observationsvariation) i panel-data som används. Den övergripande forskningsfrågan är: ”Finns det ett generellt samband mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagandet i finska kommuner under perioden 1995–2015?” Hypoteserna grundar sig på valdeltagandeteori och tidigare studier på området som övervägande föreslår ett negativt samband mellan fenomenen och lyder därmed:  $H_1 = \text{Högre ekonomisk ojämlikhet inom en kommun leder till lägre valdeltagande}$ .  $H_2 = \text{Högre ekonomisk ojämlikhet mellan kommuner leder till lägre valdeltagande}$ .

## 1.2 Disposition

Avhandlingen är upplagd så att en presentation av studiens teoretiska referensram behandlas i till näst i kapitel 2. Kapitlet är indelat i tre huvudkapitel som behandlar bakgrund och definitioner i kapitel 2.1, valdeltagandeteorier i kapitel 2.2 och teorier som spekulerar i effekten av inkomstojämlikhet på valdeltagande i kapitel 2.3. Påföljande kapitel 3 behandlar tidigare forskning på området efter en presentation av relevanta metodologiska distinktioner i kapitel 3.1. Kapitlet särskiljer studiernas utfall i hämmande effekt i kapitel 3.2 och icke-signifikant effekt i kapitel 3.3, varefter en sammanfattning följer i kapitel 3.4 och avhandlingens hypoteser presenteras i kapitel 3.5. Avhandlingens forskningsdesign diskuteras i kapitel 4 som delas upp i källmaterial i kapitel 4.1, metod i kapitel 4.2, operationalisering i kapitel 4.3 och deskriptiv statistik för analysernas variabler i kapitel 4.4. Analysmetoden med ekonometrisk

specifikationer diskuteras i kapitel 5.1, som avslutas med en presentation av regressionsmodellerna i kapitel 5.2. Resultaten från analyserna presenteras i kapitel 6 som åtföljs av en diskussion av resultaten i kapitel 7 och en avslutande diskussion i kapitel 8.

## **2 Studiens referensram**

### **2.1 Bakgrund och definitioner**

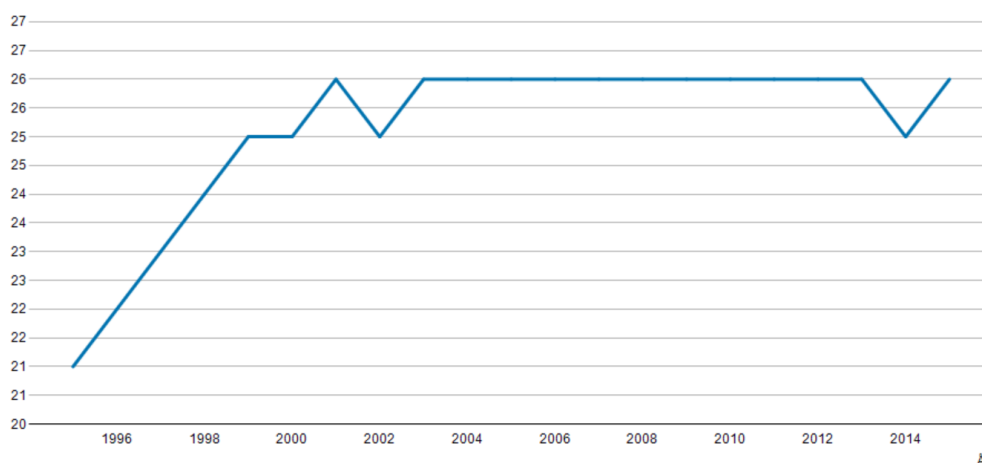
Åtminstone sedan stormningen av Bastiljen i Paris år 1789 har moderna forskare inom socialvetenskaper befattat sig med studier som undersöker förhållandet mellan inkomst- ojämlikhet och politiskt deltagande. Den franska revolutionens krav på större jämlikhet fanns som idé redan under antiken, men framträdandet av demokratiska nationer under sent 1700-tal och den industriella revolutionens starkt ojämlika sociala klasser under 1800-talet gav upphov till nya spekulationer om ojämlikhet i inkomst och politisk aktivitet. De Tocqueville bekymrade sig över att demokratiskt deltagande skulle ge de lägre klasserna makt att utjämna samhällsliga ojämlikheter; Marx förutspådde att kapitalismens extrema inkomstskillnader skulle leda till en proletär revolution och utmynna i kommunism (Brady 2003, 2). Historien har demonstrerat att så inte har skett, då inkomstskillnaderna på senare tid tydligt ökat. Följande två kapitel redogör för utvecklingen inom dessa områden både i Finland och resten av världen, där ekonomisk ojämlikhet diskuteras först och sedan valdeltagande. Kapitlen klargör även den vetenskapliga relevansen och motiverar valet att studera dessa fenomen.

#### **2.1.1 Ekonomisk ojämlikhet**

Inom OECD har ojämlikheten stigit sedan 1980-talet, då den disponibla lönen för inkomsttagare i den 90:e percentilen (högsta percentilen) var cirka 7 gånger högre än för den tionde percentilen (lägsta percentilen). År 2010 hade förhållandet ändrat drastiskt, då siffran stigit till 9,5 (Keeley 2015, 32–33). Denna uppgång drivs av en koncentration till toppen av samhället: år 2017 hade den rikaste procenten i världen 33 procent av de totala tillgångarna på planeten. Finland har sett en dylik utveckling som världen överlag, illustrerad som ginikoefficient uträknad på disponibel inkomst i figur 1 på nästa sida. År 1995 var ginikoefficienten för disponibel penninginkomst

21,4 varefter den med några mindre undantag steg till nivån för år 2015, då den nådde 25,5. Det bör dock noteras att Finland idag är bland de länder som har den lägsta ojämlikheten i inkomstdistribution i Europa.

Som exempel hade Finland år 2017 en fördelning av lönepercentilkvot (eng. income quintile share ratio, 80/20-kvot) på 3,5, jämfört med 5,1 för hela Europeiska unionen (Eurostat 2019). Med andra ord måste löntagare i den 20:e percentilen arbeta 3,5 år för att åstadkomma lönen för de i den 80:e percentilen, jämfört med 5,1 år för hela EU. Detta beror bland annat på att Finland är en universell välfärdsstat med omfattande inkomstutjämnande åtgärder, såsom höga skatteprocenter och gratis utbildning på alla nivåer (Kvist et al. 2012). Icke desto mindre har inkomstpolariseringen bland befolkningen i Finland vuxit som följd av att medelklassen krympt och låg- och medelinkomsttagare fått mindre andelar av de totala inkomsterna. Denna tendens förutspås bli ännu tydligare i framtiden (Gestrin 2019).



**Figur 1.** Ginikoefficient, disponibel penninginkomst (exkl. realisationsvinst), 1995–2015.  
Källa: Statistikcentralen

Som redan framkommit kan ekonomisk ojämlikhet definieras på olika sätt. Att hitta ett enda nummer för att beskriva fenomenet är dock inte lätt och många metoder har utvecklats under åren. Måttet som är mest använd är ginikoefficienten, vars koncept är lättfattlig: siffran 0 representerar ett samhälle där alla har samma inkomst och som därför inte har någon ekonomisk ojämlikhet, och siffran 1 beskriver ett samhälle där en person har all inkomst och där det därmed råder total ojämlikhet (Keeley 2015, 22). Detta mått används också för denna avhandling och definieras närmare i kapitel 4.3.2. Ekonomisk ojämlikhet operationaliseras även ofta som bland annat kvotfördelningar (såsom 90/10-kvoten eller 80/20-kvoten som diskuterad i föregående stycke), Theil T-index (spridningen av inkomst mellan geografiska enheter, ex. Lister 2007),

fattigdomsnivån i ett område (Horn 2011) eller som hushållens relativa inkomst i förhållande till medianinkomsten i området (Jensen & Jespersen 2017).

I samband med observationen att den ekonomiska ojämlikheten ökar i samhället uttrycks ofta en oro över konsekvenserna av utvecklingen. Enligt FN:s rapport utgiven 2019 råder det nu konsensus gällande skadliga följder av en hög nivå av ojämlikhet. Effekten bedöms inverka på många olika områden både direkt och indirekt, särskilt för social och politisk rättvisa. Agenda 2030:s krav på åtgärder (Förenta nationerna 2019b) för att stävja utvecklingen adresseras till länders regeringar, civila samhällen och privata sektorer. Uppmaningen är bland annat att progressiva skattesystem bör förbättras och ledningen i allmänhet enas om omfördelande åtgärder som explicit tacklar ojämlikhet till fördel för mindre bemedlade (Förenta nationerna 2019a, xxiv, 59). Ojämn resursfördelning och koncentration av tillgångar till toppen av samhället är i sig oroväckande eftersom det ger upphov till permanenta skillnader i status och social makt som kan sträcka sig över generationer om det inte jämnas ut med politiska och ekonomiska verktyg (Ferejohn 2009, 34–37). Detta har konsekvenser för möjligheten att investera i humankapital, eftersom låginkomstfamiljer i mycket ojämlika länder inte har tillgång till kvalitetsutbildning, vilket leder till försummad potential och lägre social rörlighet. Direkta sådana konsekvenser är att färre mindre bemedlade tar examen, kvaliteten på utbildningen lider och arbetsmöjligheterna för denna grupp minskar (Keeley 2015, 70–72).

Från ett statsvetenskapligt perspektiv är farhågan att ett ekonomiskt ojämlikt samhälle möjliggör en oproportionerligt stor påverkningsförmåga för ekonomiskt resursstarka grupper som förmår politiska ledare agera i dessa privilegierades intresse istället för allmänhetens. Detta är en form av korruption som urholkar demokratiskt styre (Ferejohn 2009, 39–40). Ojämlikhet har även konsekvenser utöver de för den sociala sammanhållningen. En aspekt är den omtvistade effekten av ojämlikhet för ekonomisk tillväxt. Vissa ekonomer ser fenomenet som en nödvändig del av en öppen ekonomi som sporrar investering, medan andra upplever det som ett hot och en hämmande kraft för tillväxt (Keeley 2015, 64). Ny OECD-forskning tyder dock på det senare alternativet: ökningen i ojämlikhet mellan åren 1985 och 2005 uppskattas ha minskat den kumulativa tillväxten i 19 OECD-länder med 4,7 procent under 1990 till 2010 (Keeley 2015, 3).

Det är oklart varför det finns så mycket ekonomisk ojämlikhet i en modern demokrati. Enligt den omfördelande teorin borde allmän rösträtt och majoritetsstyre innebära att ett samhälle karaktäriserat av stor ojämlikhet med stor andel fattiga oundvikligen stöder beskattning av rika och en allmänt omfördelande politik. Historien har i stort sett motbevisat denna tes (Shapiro 2002, 118–119). Många har varit förbryllade över väljares tendens att rösta emot det egna intresset och frågan huruvida väljarna förmår göra ett upplyst beslut är ett vitt utforskat ämne. Enligt McCall och Kenworthy (2009) motsätter sig amerikanare förvisso ojämlikhet och önskar att ledare ska motverka sådan utveckling, men de är bland annat dåligt informerade, lätt påverkade av temporära politiska debatter och har svårt att urskilja valmöjligheter som gynnar deras position (McCall & Kenworthy 2009, 459). En konkurrerande studie av Page och Jacobs (2009) föreslår däremot att ett antagande om en allmän inkompetens inte har någon grund. Forskarnas surveyundersökning pekar på att den största delen amerikanare är väl medvetna om och oroade över den ökande ekonomiska ojämlikheten (Page & Jacobs 2009, 135–136). Det kan också tänkas att fenomenet inte härstammar från okunskap eller likgiltighet utan är en demokratisk följd av att medborgare önskar stora inkomstskillnader. Konsensusen bland forskare verkar dock vara att så inte är fallet; väljare röstar emot omfördelning av andra orsaker än att de stöder större ojämlikhet (ex. Frank 2004; Bartels 2008 kap. 3; Walsh 2012).

Föregående resonemang begränsar uppkomsten av ojämlikhet till mekanismen för demokratisk responsivitet; i själva verket har fenomenet grund i många andra faktorer som överlag kan delas in i ekonomiska och sociala faktorer, samt den direkta effekten av att lönen höjs för de som tjänar mest. Den mest centrala orsaken är följderna av globaliseringen, som i det här sammanhanget innebär den process som integrerar den globala ekonomin genom olika flöden av bland annat teknologi, information, investeringar och handel (Förenta nationerna 2019a, xxiv, 5). Förändringar i teknologi såsom ökande automatisering påverkar direkt arbetare som utför manuella jobb. Dessa yrken försvinner och högutbildade arbetare blir mera värdefulla på samma gång som balansen i förhållandet mellan arbete och kapital förändras så att en större del av inkomsterna tilldelas ägarna av kapitalet. Den mer populära användningen av aktieoptioner, lön enligt prestation och den allmänna finansialiseringen bidrar till att den högsta inkomstgruppens löner stiger. En ökning i deltidsjobb och minskande fackföreningsmedlemskap påverkar också ojämlikhet negativt (Keeley 2015, 41–42). En annan förklaring är att inkomst- ojämlikheter ofta leder till ojämlika möjligheter på grund av samhällelig diskriminering eller olika tillgång till utbildning och hälsovård för barn. Sådana omständigheter begränsar mobilitet för flera generationer och kan göra situationen självuppfyllande (Förenta nationerna 2019a,

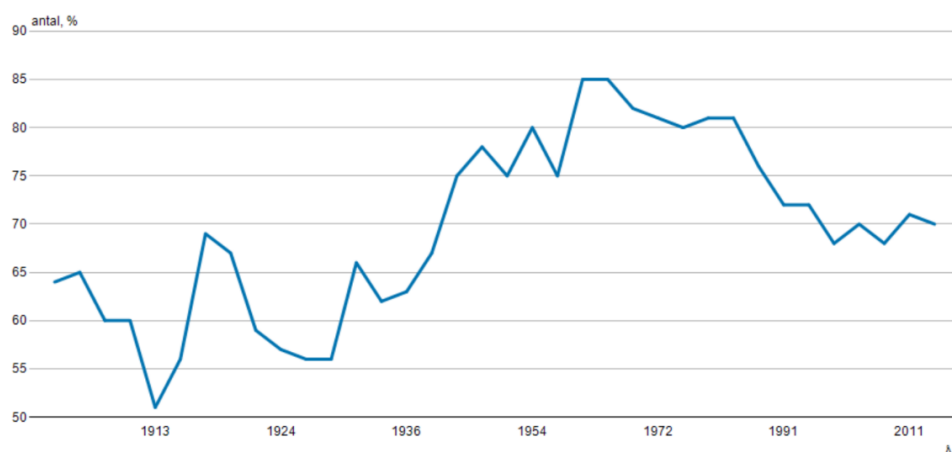
xxiv). Slutligen påverkas utvecklingen av ekonomisk ojämlikhet av regleringar och förändringar i skattesystemet (Ferejohn 2009, 34). Statens roll i sammanhanget är fundamental, och trenden har överlag gått mot avreglerande politiska åtgärder som minskar omfördelningen i samhället (Keeley 2015, 42).

### 2.1.2 Valdeltagande

Som framgår i föregående kapitel finns det skäl för politiska ledare att försöka motverka inkomstskillnader. Denna avhandling fokuserar dock på minskat valdeltagande som en potentiell konsekvens. Valdeltagande kan definieras på olika sätt, där en distinktion kan göras för nivån på vilken deltagandet mäts. I avhandlingen definieras fenomenet både som valdeltagande i riksdagsval (andelen personer som röstat av alla röstberättigade) såsom uppmätt på kommunnivå och som det självrapporterade röstandet såsom angett i surveyundersökningar på individnivå. Självrapporterat röstande återger inte det verkliga procenttalet för valdeltagande och är därmed som mått inte problemfritt. Distinktionen diskuteras mera ingående i kapitel 4.3.1. Detta kapitel ger dock en mera allmän överblick av valdeltagande för länder överlag.

Ökningen i polarisering av inkomstdistribution har skett parallellt med att valdeltagande i industriländer minskat. Valdeltagandet i dessa länder har varit lågt och avtagande under de senaste årtionden: i Europa var valdeltagandet cirka 85 procent fram till mitten av 1980-talet, varefter det sjönk med 10–15 procentenheter. Detta gäller både för väst-, central- och östeuropeiska länder, även om minskningen delvis kan förklaras av de tio central- och östeuropeiska ländernas anslutning till EU (Horn 2011, 11).

Finland har upplevt en likadan utveckling i valdeltagande som industriländerna överlag. I riksdagsvalet år 1962 nådde deltagandet sin höjdpunkt med 85,1 procent och sedan år 1979 har det alltså sjunkit. Den lägsta röstningsprocenten inträffade år 2007 (67,9 procent) och har sedan dess stigit (70,5 procent år 2011), men befinner sig fortfarande långt under nivån vid höjdpunktsåren (Statistikcentralen 2019b). Figur 2 på nästa sida illustrerar utvecklingen ända sedan det första valet år 1908.



**Figur 2.** Valdeltagande i finländska riksdagsval, 1908–2015.  
Källa: Statistikcentralen

Denna avtagande trend anses oroväckande av flera orsaker. Valdeltagande framställs ofta som ett mått på demokratins tillstånd i ett land, där ett högt valdeltagande är eftersträvaransvärt (Bengtsson 2008, 45). John Stuart Mills filosofi är ett klassiskt exempel på från detta ideal avvikande åsikter. Mill (1861, 177) argumenterar emot en utvidgad rösträtt eftersom bestämmanderätten då skulle placeras i händerna på allt sämre informerade klasser och därmed leda till en ”kollektiv medelmåttighet”. Sidney Verba och Norman H. Nie (1972) anser å andra sidan att val utgör en väsentlig mekanism för demokratisk teori och politiska system överlag, som de sammanfattar på följande sätt: ”Through participation the goals of the society are set in a way that is assumed to maximize the allocation of benefits in a society to match the needs and desires of the populace.” (Verba & Nie 1972, 4). För att mekanismen ska fungera måste alla väljare rösta för att utgöra ett representativt sampel. Ett uppenbart problem med ett lägre valdeltagande och en större klyfta mellan rika och fattiga är att parlamentets sammansättning inte återspeglar samhällets värderingar (Dalton 2017). Eftersom deltagandet beror på resurser (ex. Verba & Nie 1972, 13) är det ofta de välbärgade som röstar, vilket oundvikligen snedvrider folkviljan och underminerar det demokratiska systemets legitimitet. Enligt Arend Lijphart (1997, 1) är utvecklingen så oroväckande att lagar ämnade att stoppa det sjunkande valdeltagandet borde införas. Sådana vore röstplikt, registreringsregler anpassade efter väljaren, proportionell representation, valdag under veckoslut och att mindre viktiga val hålls samtidigt som de mest centrala nationella valen.

I en modern demokrati förekommer dock olika former av politiskt deltagande och även ideal som inte är kopplade till valhandlingen. Idéer om vad en välmående demokrati kräver av medborgarna går isär, där en elitdemokratisk syn begränsar rollen närmast till att delta i val (ex.

Schumpeter 1942). En sådan idealmodell kan även kallas minimalistisk eller valdemokratisk (Bengtsson 2008, 46, 52). En pluralistisk syn erkänner däremot att rollen kan utvidgas till ett engagerande i andra typer av handlingar på den politiska arenan (ex. Dahl 1999). En allmän moderniseringsprocess och nya teknologiska förutsättningar ligger bakom nya former av politiskt engagemang som reflekterar postmaterialistiska värderingar. Enligt Dalton (2016) har synen på vad medborgarskap innebär ändrats till fördel för en mera inkluderande definition där den moderna medborgaren utövar politiskt inflytande på nya sätt. Detta så kallade engagerade medborgarskap (eng. *engaged citizenship*) blir allt vanligare och deltagandet innefattar allt från att kontakta beslutsfattare, delta i demonstrering, använda internetforum och konsumera politiskt. Motpolen kallas pliktmedborgarskap (eng. *duty-based citizenship*), som i regel utövas av äldre generationer och fokuserar på mera traditionella deltagandeformer (Dalton 2016, 5–6, 82). En nedgång i valdeltagandeprocenten kan därmed ses som en följd av de alternativa påverkningssättens ökade popularitet, vilket bland annat beror på skiftet mellan generationer, förändringar i levnadsstandard/utbildningsnivå och ökad social diversitet (Dalton 2016, 5). En annan grundläggande orsak till lägre valdeltagande är försvagad partiidentifikation. Traditionellt har de västeuropeiska (och särskilt finländska) partisystemen varit nära sammanbundna med olika samhällsklasser, vilka i sig fungerat som en mobiliserande kraft. Inom detta system uppvisade grupperna, där de största partierna motsvarade en specifik klass, ett likadant politiskt beteende. I och med att skiljelinjerna mellan klasserna suddas ut är klasstillhörighet inte längre en lika mobiliserande faktor (Martikainen, Martikainen & Wass 2005, 647).

Det minskade intresset för valdeltagande till trots kan det representativa styrelseskicket i Finland idag ändå liknas vid den valdemokratiska modellen, kombinerad med andra metoder för politiskt inflytande (Bengtsson 2008, 51–52). I Finland är alternativ till valdeltagande ännu mycket mindre populära: År 2011 uppgav 80,8 procent av respondenterna i European Social Survey 2012 att de röstade i val, totalt 3,1 procent sade sig vara aktiva i ett politiskt parti eller en grupp, 18,4 procent hade kontaktat en beslutsfattare, 37,8 procent var aktiva i annan organisation, 35,4 procent hade gjort medvetna politiska konsumentval och 1,4 procent hade deltagit i en demonstration (Borgarsdottir Sandelin 2015, 26–40). Även om politisk aktivitet är ett komplext fenomen som inte kan begränsas till enbart en handling fokuserar många studier på valdeltagande. En orsak är det jämna politiska inflytande som principen ”en väljare, en röst” garanterar. Denna anses värdefull eftersom den innebär allmän och lika rösträtt i en demokrati (Lijphart 1997). Vidare sammanlänkar valdeltagande medborgarna till det demokratiska



samhället, vilket gör att jämlikhet i valdeltagande är ett mått på ett samhälles sammanhållning och sociala kapital (Putnam 2000). Valet anses därmed av många ha särskild status som grundsten i ett välfungerande representativt system och är därmed för denna avhandling ett tillräckligt mått på politisk aktivitet.

## 2.2 Valdeltagandeteorier

Denna avhandlings perspektiv bygger på tidigare studier och teori som föreslår att fördelningen av resurser i ett samhälle måste beaktas när politisk aktivitet studeras. Studier i politiskt deltagande har i allmänhet fokuserat på andra faktorer än detta perspektiv föreslår. Empiriska observationer av väljarkårens stabilitet har dock lett till att det utvecklats teorier som snarare än det individuella rationella valet betonar den sociala omgivningens betydelse för hela väljargruppens beteende (Bengtsson 2002, 14). I detta kapitel presenteras både traditionella och mera nutida perspektiv på politiskt deltagande som inte beaktar (det för denna avhandling centrala perspektivet) resursfördelning, tillsammans med kritiken mot dessa.

Ett klassiskt sätt att förstå väljarbeteende är med hjälp av den samhällsekonomiskt inspirerade rational choice-modellen, som utgör grunden för många andra deltagandeteorier. Downs (1957) populariserade idén om att medborgarens beslut att rösta eller avstå från att rösta är ett resultat av en kalkylering där kostnaderna vägs mot nyttan av handlingen. Väljaren strävar efter att maximera den individuella nyttan och minimera kostnaderna givet den information de har tillgång till, *ceteris paribus*. En rationell väljare röstar därmed på det parti som antas ge större nytta än de andra partierna (Downs 1957, 36–38). Dessa antaganden kan uttryckas i en ekvation (1) som beräknar nyttan för en väljare att rösta, där  $R > 0$  innebär att det är rationellt att rösta. Värdet för  $R$  är resultatet av nyttan väljaren får om den prefererade kandidaten vinner ( $B$ ) gånger sannolikheten att individens röst är avgörande i valet ( $P$ ). Detta subtraheras med kostnaden för handlingen att rösta. Eftersom ekvationen med stor sannolikhet får ett negativt utfall uppstår från teorin en paradox, då det blir svårt att förklara varför en rationell medborgare skulle rösta överhuvudtaget. Anledningen till att  $R$  i allmänhet antas bli negativt är att  $P$  är en mycket liten siffra på grund av det stora antalet väljare i ett val (exempelvis  $10^{-8}$  för USA). Om värdet för  $B$ , det vill säga nyttan av att den prefererade kandidaten vinner, inte är mycket stort blir  $R$  ett negativt tal (Riker & Ordeshook 1968, 25–26).

Mera omfattande modeller baserade på Downs (1957) original har utvecklats i försök att finna en förklaring till paradoxen. En utvidgad modell (2) beaktar i ekvationen en ”direkt eller social nytta” som kan ta sig uttryck exempelvis som en känsla av medborgerlig plikt, vilket ytterligare driver väljarna till att rösta. Nyttan balanserar då kostnaderna och löser således paradoxen (Riker & Ordeshook 1968, 25–36).<sup>1</sup> Specifikationerna uttrycks på följande sätt för individ  $i$  (komplett beskrivning av variabler i fotnot):

$$R_i = (B_i P_i) - C_i \quad (1)$$

$$R_i = (B_i P_i) - C_i + D_i \quad (2)$$

Källa: Riker & Ordeshook 1968, 25–36

Andra rational choice-modeller fokuserar på alternativa sätt att maximera nytta (Ferejohn & Fiorina 1974) på nytta från ett etiskt perspektiv (Goodin & Roberts 1975) och på nytta från ett spelteoretiskt perspektiv (Palfrey & Rosenthal 1985). Även med tillskottet av dessa perspektiv samt den sociala nyttan uttryckt som variabel  $D$  i modell (2) anses rational choice ofta otillräcklig som modell för att förklara valdeltagande. Ett problem uppstår i hur nyttan ska mätas (Lister 2007, 21). Ett annat problem är att modellen förutsätter att väljare ständigt evaluerar sin situation och gör en ny rationell kalkyl inför kommande val. Många studier pekar på att detta inte överensstämmer med verkligheten, bland annat eftersom det kollektiva synsättets betydelse inom ett samhälle negligeras som faktor för väljarbeteende. Baserat på den sociala miljö individen tillhör tenderar röstningsbeteendet nämligen följa ett visst mönster som är specifikt för gruppen, så att beslutet görs på basis av gruppstillhörighet istället för genom rationell nyttomaximeringskalkyl (Campbell et al. 1976).

Icke desto mindre är individualistiska valdeltagandeteorier ofta framgångsrika. Ett sådant perspektiv är resursmodeller för deltagande som uppmärksammar att deltagandet varierar enligt social status och styrs av resurser såsom väljarens ekonomi, utbildning och medborgarfärdigheter. Denna modell kallas den socioekonomiska standardmodellen (SES) för deltagande (Verba & Nie 1972, 13). En utvidgad version presenteras av Brady, Verba och Schlozman (1995) och särskiljer inom SES-modellen resurser, möjligheter och incentiv för deltagande

<sup>1</sup>  $R$ : Belöning i nytta som en individuell väljare får från handlingen att rösta.

$B$ : Differentiell nytta som en individuell väljare får av att hans kandidat vinner.

$P$ : Sannolikhet att väljaren kommer att få nyttan  $B$  genom att rösta.

$C$ : Kostnad för individen av handlingen att rösta.

$D$ : Direkt nytta/social nytta, ex. medborgerlig plikt, tillfredsställelse från att föga sig till etiska/politiska/demokratiska normer, social tillfredsställelse från partiidentifikation.

såsom tid, pengar, sociala nätverk och intresse för politik. Forskarna framhäver även hur viktiga institutioner som arbete, organisationer och kyrka är för politiskt deltagande (Brady, Verba & Schlozman 1995). Problemet med en sådan resurscentrerad förklaringsmodell är dock tydlig: väljare har historiskt sett tillgång till mera resurser än någonsin, men valdeltagande har ändå minskat. Modellen har också svårigheter när det gäller att förklara varför länder med samma resursnivå har olika nivåer av deltagande (Lister 2007, 21).

En annan förklaringsmodell för valdeltagande är den psykologiska modellen, som fokuserar på attityder och psykologiska förklaringsfaktorer såsom politiskt intresse och partitillhörighet. Detta uppmärksammades tidigt av Almond och Verba (1963), som bland annat betonade betydelsen av hur den egna politiska kompetensen upplevs. Ett relaterat perspektiv är fokuset på socialt kapital, vilken har presenterats som en viktig förklarande faktor av Putnam (2002). Socialisationsmodeller uppmärksammar å sin sida utvecklingsstadiet i väljarvanan och framhåller en idé om att väljare socialiseras in i ett väljarbeteende (Plutzer 2002); mobiliseringsmodeller anser att väljarbeteende beror på sociala normer och sanktioner vilka styr hur väljare går till valurnan (Gerber & Green 2000) och institutionella modeller framhäver att beteendet formas av institutionerna i ett land, exempelvis så att universella välfärdsstater uppmuntrar individer till solidaritet och engagemang och därför har högre politiskt deltagande (Lister 2007).

Alla ansträngningar till trots existerar det inte någon fullständig modell som förklarar politiskt beteende. Detta är inte förvånande med tanke på fenomenets komplexitet. I ett försök att kartlägga deltagandemodeller och sammanfatta de empiriska undersökningar som stöder dessa utför Smets och van Ham (2013) en makroundersökning bestående av 90 studier i tio topptidskrifter under åren 2000–2010. Studierna är alla utförda på individnivå och mäter valdeltagandet i nationella val med 170 olika oberoende variabler. Forskarna finner att variabler som konsekvent har signifikant effekt på valdeltagande (i mer än 10 procent av studierna) är ålder, utbildning, region, tillgång till media, mobilisering i området, om individen tidigare röstat i val, partiidentifikation, politiskt intresse och politisk kunskap. Variabler som konsekvent inte hade någon effekt i tio procent eller mera av studierna är kön, ras, position i arbetslivet, medborgarskap, medlemskap i fackförening, tillit till institutioner och tid mellan val (Smets & van Ham 2013, 344–345, 356). Inkomstojämlikhet listas därmed inte som en faktor. Forskarna anser resultatet vara robust för de variabler som inkluderades i en betydande andel av studierna

men påstår inte att de listade variablerna är de enda faktorerna som bör inkluderas i en kärnmodell för valdeltagande (Smets & van Ham 2013, 357).

### 2.3 Teoretisk förankring för hypoteserna

Avhandlingens hypoteser baserar sig på teorier som direkt föreslår att valdeltagandeteorier som inte beaktar fördelningen av resurser mellan medborgare i ett samhälle när politiskt deltagande studeras är ofullständiga. Eftersom det teoretiskt sett inte är självklart att nivån av ekonomisk polarisering i ett land påverkar valdeltagande behandlar detta kapitel teorier som specifikt stöder antaganden om antingen en positiv (kapitel 2.3.1), relativ (kapitel 2.3.2), negativ (kapitel 2.3.3) eller utjämnande/icke-existerande effekt (kapitel 2.3.4) mellan dessa fenomen. Litteraturen på området listar i regel tre basteorier kopplade till ämnet: relativ makt-teorin, konfliktteorin och resursteorin (ex. Solt 2008; Jaime Castillo 2010; Jensen & Jespersen 2017). Utöver dessa inkluderas andra teorier som anses relevanta.

Resonemanget bakom antagandet om en koppling mellan variablerna där ekonomisk ojämlikhet föregår valdeltagande i ett kausalt förhållande är, generellt sagt, att en hög nivå av ojämlikhet i inkomst leder till politiskt missnöje och lägre grad av mobilisering för låginkomstgrupper. Ett samhälle med mera egalitärt fördelad inkomst skulle således ha högre valdeltagande (Mahler 2002, 138). I litteraturen hittas dock teori och empiri som stöder ett samband mellan variablerna som går i motsatt kausal riktning, där valdeltagande är den förklarande variabeln (ex. Mahler 2002; Mueller & Stratmann 2003). Motiveringen är att samhällsgrupper med mindre (ekonomiska) resurser inte är lika politiskt aktiva och därmed oproportionerligt representerade. Utan den mobilisering som röstning utgör har dessa grupper mindre möjlighet att kräva en sådan politik som gynnar dem, vilket leder till en mindre egalitär fördelning av inkomst i samhället (Mahler 2002, 128). Oavsett vilket orsaksförhållande som råder ligger det nära till hands att anta att den hypotetiska effekten mellan variablerna förstärks, så att stor ojämlikhet leder till lågt valdeltagande vilket i sin tur ytterligare ökar ojämlikheten till exempel via färre omfördelande åtgärder (Mahler 2002, 138). Denna avhandling utesluter därmed inte att ett motsatt orsaksförhållande även kan råda men undersöker inte frågan närmare eftersom fokus ligger på politiskt deltagande som fenomen. Till näst presenteras teorier som spekulerar i de hypotetiska utfallen av en ökning i inkomstojämlikhet för valdeltagande. Utfallet för varje teori presenteras i tabell 1 i slutet av kapitlet.

### 2.3.1 Positiv effekt

Konfliktteorin utgör en klassisk rational choice-modell för valdeltagande. Meltzer och Richard (1981) formulerar en version där fokus ligger på väljarens åsikt om inkomstomfördelning åtgärder. Antagandet är att en rationell väljare går till valurnan för att skydda sina intressen så att de rikare inkomstgrupperna röstar emot omfördelning åtgärder och de lägre inkomstgrupperna röstar för sådana. Större ojämlikhet sporrar då låginkomstgrupper till att rösta eftersom incentiven för att kräva beslutsfattarna på inkomstomfördelning åtgärder stiger, medan höginkomsttagare försöker dämpa sådana åtgärder. Enligt denna logik får väljare i ett mera ekonomiskt ojämlikt samhälle relativt mer nytta av att skydda sina intressen genom att gå och rösta, eftersom mera står på spel (Meltzer & Richard 1981, s. 916). *Resultat: Både låg- och höginkomstgrupper röstar mera. Större ojämlikhet leder till högre valdeltagande.*

Ett alternativt perspektiv presenteras av Brady (2003) som utvecklar en mera samhällsekonomiskt inspirerad modell för effekten av ojämlikhet på deltagande. Den linjära regressionslikningen (3) beskriver politisk aktivitet  $A$  som en funktion av relativ inkomst  $R$  (uträknad från nominell inkomst  $Y$  där  $R_{ist} = \frac{Y_{ist}}{Y_{+st}}$ ), inflationsjusterad realinkomst  $y$  och loggad varians i relativ inkomst  $LV$ . Termen  $e$  beskriver feltermen för vilken väntevärdet är noll. Bokstäverna  $i$ ,  $s$  och  $t$  står för individ, stat och tid (Brady 2003, 15–19).

$$A_{ist} = a + b_1 \text{Log}(R_{ist}) + b_2 \text{Log}(y_{+st}) + b_3 (LV)_{st} + \frac{b_4 (LV)_{st}}{R_{ist}} + e_{ist} \quad (3)$$

Källa Brady (2003), s. 19

Den politiska aktiviteten är således beroende av resurser och fördelar relaterade till social struktur (de första två termerna) och ekonomisk ojämlikhet (de två senare termerna). Om  $b_4$  (parametern för variabeln som beskriver ojämlikhet) är positiv innebär ekvationen att en ökad ojämlikhet mobiliserar låginkomstgrupper i förhållande till höginkomstgrupper; om termen är negativ mobiliserar höginkomstgrupper. Teoretiskt förväntas därmed att en rationell väljare röstar mera i ett samhälle med hög inkomstojämlikhet. *Resultat: Både låg- och höginkomstgrupper röstar mera. Större ojämlikhet leder till högre valdeltagande.*

### 2.3.2 Relativ effekt

Horn (2011) spekulerar i effekten av en ökning i inkomstjämlighet på ett mera traditionellt statsvetenskapligt sätt med basis i medianväljarteoremet (ex. Downs 1957), där två olika utfall är möjliga. Grundantagandet i resonemanget är att låg- och höginkomstgrupper kan öka sitt inflytande om de samarbetar med mittengruppen eftersom en röstmaximerande politiker bör anta en politik som föredras av mittenväljaren. Låginkomstgruppers position gentemot mitten samt höginkomstgruppers avstånd till mitten bör därmed beaktas, där höginkomsttagare antas föredra mindre omfördelning av inkomst och låginkomsttagare mera omfördelning. Ojämlighet som består av en ökad inkomst för höginkomsttagare mobiliserar enligt denna teori låginkomstgrupper. Orsaken är att en större ojämlikhet som utgörs av en ökad inkomst för de som tjänar mest kommer resultera i att mittengruppens preferenser gällande omfördelning ligger närmare låginkomstgruppens preferenser än höginkomstgruppens preferenser, vilket gör att rationella väljare tillhörande mittengruppen kan främja sin position genom att förena sig med låginkomsttagare för att ställa sig emot höginkomsttagare och kräva mera omfördelning. Det andra scenariot är att inkomstjämlighet stiger som följd av att låginkomstgruppers inkomst minskar i relation till mittengruppen, av vilket teoretiskt sett följer att mitten förenar sig med höginkomstgruppen. Detta ger då upphov till att låginkomstgruppen röstar mindre (Horn 2011, 16). *Resultat: I det första scenariot röstar låginkomstgrupper mera om ojämlikheten beror på en ökning i inkomst för höginkomstgrupper. Större ojämlikhet leder då till högre valdeltagande. I det andra scenariot röstar låginkomstgrupper mindre om ojämlikheten beror på en minskad inkomst för denna grupp i relation till mitten. Större ojämlikhet leder då till lägre valdeltagande.*

### 2.3.3 Negativ effekt

Enligt Schattschneider (1960) kan inkomstjämlighetens inverkan på valdeltagande förstås som en effekt av låginkomstgruppers minskade påverkningsmöjligheter. När medborgare tillhörande höginkomstgrupper blir rikare i relation till resten av befolkningen har de större möjligheter att bestämma den politiska agendan genom att använda pengar (i form av ex. donationer, lobbyverksamhet) för att förstärka sin position så att frågor som är viktiga för medborgare tillhörande låginkomstgrupper negligeras. Valdeltagande förlorar således sitt värde då agendan bestäms utanför denna kanal och det är därför i högre grad rationellt för låg-

inkomstgrupper att avstå från att rösta överhuvudtaget. Följaktligen röstar även höginkomstgrupper mindre eftersom de kan påverka på andra sätt (Schattschneider 1960, 105–106). *Resultat: Både låg- och höginkomstgrupper röstar mindre. Större ojämlikhet leder till lägre valdeltagande.*

Lister (2007) utformar en teori enligt vilken institutioner formar och påverkar sociala normer i ett samhälle, vilket i sin tur påverkar individuellt valbeteende. Enligt teorin uppmuntrar universella välfärdsstater medborgare till solidaritet och engagemang. Dessa har därför större grad av politiskt deltagande, eftersom det är rationellt för en väljare socialiserad in i sådana normer att rösta. Mindre statlig inkomstutjämning innebär följaktligen mindre normer som uppmuntrar till deltagande (Lister 2007, 20). *Resultat: Både låg- och höginkomstgrupper röstar mindre. Större ojämlikhet leder till lägre valdeltagande.*

Relativ makt-teorin bidrar med ett annat perspektiv utgående från socialpsykologin. Enligt Goodin och Dryzek (1980) är politisk och social effektivitet subjektiv, så att politiskt deltagande är beroende av uppfattningen om den egna möjligheten att påverka. Om det politiska systemet upplevs belöna individer med mera resurser är det därmed inte rationellt för väljare med mindre socioekonomiska resurser att delta. Apati är en följd av att väljaren upplever att en viss grupp människor kan påverka politiken mera än andra och att det egna bidraget inte kommer göra någon skillnad i ett system som är partiskt gentemot låginkomstgrupper (Goodin & Dryzek 1980, 273–274). *Resultat: Låginkomstgrupper röstar mindre. Större ojämlikhet leder till lägre valdeltagande.*

Ett alternativt perspektiv kommer från empirisk forskning om politiska ledares responsivitet gentemot väljares preferenser. Studier i politisk responsivitet mäter nivån av representation som olika grupper av väljare upplever i beslutsfattandet, där fokus ofta ligger på individens ekonomiska resurser. En övervägande del av forskningen indikerar att beslutsfattare är partiska till fördel för höginkomstgrupper (ex. Gilens 2005; Hayes 2012; Gilens & Page 2014). Med denna observation som utgångspunkt är det rimligt att anta att en rationell väljare tillhörande en låginkomstgrupp avstår från att rösta eftersom preferenserna inte registreras hos beslutsfattare (Gilens 2005). I ett mera ekonomiskt polariserat samhälle förstärks effekten och som följd röstar låginkomstgrupper i mindre utsträckning i ett mera ojämlikt samhälle. *Resultat: Låginkomstgrupper röstar mindre. Större ojämlikhet leder till lägre valdeltagande.*

### 2.3.4 Ingen effekt

Den sista teorin som behandlas är resursteorin såsom framlagd av Brady, Verba och Schlozman (1995). Politiskt deltagande är beroende av olika former av resurser där väljare med mindre resurser deltar i mindre utsträckning. Enligt teorin finns det tre potentiella orsaker till att grupper med mindre resurser inte deltar i val: de passiverade väljarna har exkluderats från aktiviteten, de har inte intresse för det eller de har inte har möjlighet att delta. Den sistnämnda orsaken beror endera på brist på pengar, tid eller medborgerliga/politiska kunskaper. I ett mera ekonomiskt ojämlikt samhälle är det därmed inte rationellt eller möjligt för mindre bemedlade medborgare att delta i val eftersom de saknar resurser (Brady, Verba & Schlozman 1995, 285). *Resultat: Låginkomstgrupper röstar mindre och höginkomstgrupper röstar mera. Effekterna tar ut varandra.*

### 2.3.5 Sammanfattning av teorier

Utifrån de åtta teorier som presenterats i föregående kapitel kan större ojämlikhet få tre möjliga utfall för valdeltagande, *ceteris paribus*. Dessa sammanfattas i tabell 1 nedan.

**Tabell 1.** Hypotetiska utfall av ökning i inkomstojämlikhet

	U1 Valdeltagande stimuleras	U2 Valdeltagande hämmas	U3 Ingen effekt/utjämning
<b>Meltzer &amp; Richard 1981</b>	Alla röstar mera		
<b>Brady 2003</b>	Alla röstar mera		
<b>Horn 2011</b>	Lågink. röstar mera om högink. blir rikare	Lågink. röstar mindre om lågink. blir fattigare	
<b>Schattschneider 1960</b>		Alla röstar mindre	
<b>Lister 2007</b>		Alla röstar mindre	
<b>Goodin &amp; Dryzek 1980</b>		Lågink. röstar mindre	
<b>Gilens 2005</b>		Lågink. röstar mindre	
<b>Brady, Verba &amp; Schlozman 1995</b>			Lågink. röstar mindre, högink. röstar mera

Utfallen definieras som: U1: ekonomisk ojämlikhet stimulerar valdeltagande, U2: ekonomisk ojämlikhet hämmar valdeltagande, U3: effekterna tar ut varandra. Utfallen kan vidare bero på



fyra olika faktorer: låginkomstgrupper röstar mera, låginkomstgrupper röstar mindre, höginkomstgrupper röstar mera och höginkomstgrupper röstar mindre. En kombination av dessa är även möjlig, där båda grupperna röstar mera, båda grupperna röstar mindre, låginkomstgrupper röstar mindre på samma gång som höginkomstgrupper röstar mera, och vice versa. Av tabell 1 framgår att det andra utfallet (U2) får mest stöd. Utgående från detta är det rimligt att anta en hypotes som förutspår att ekonomisk ojämlikhet har en hämmande effekt på valdeltagande. Avhandlingens hypotes grundar sig dock även på tidigare empiriska studier som redogörs för i nästa kapitel.

### 3 Tidigare forskning

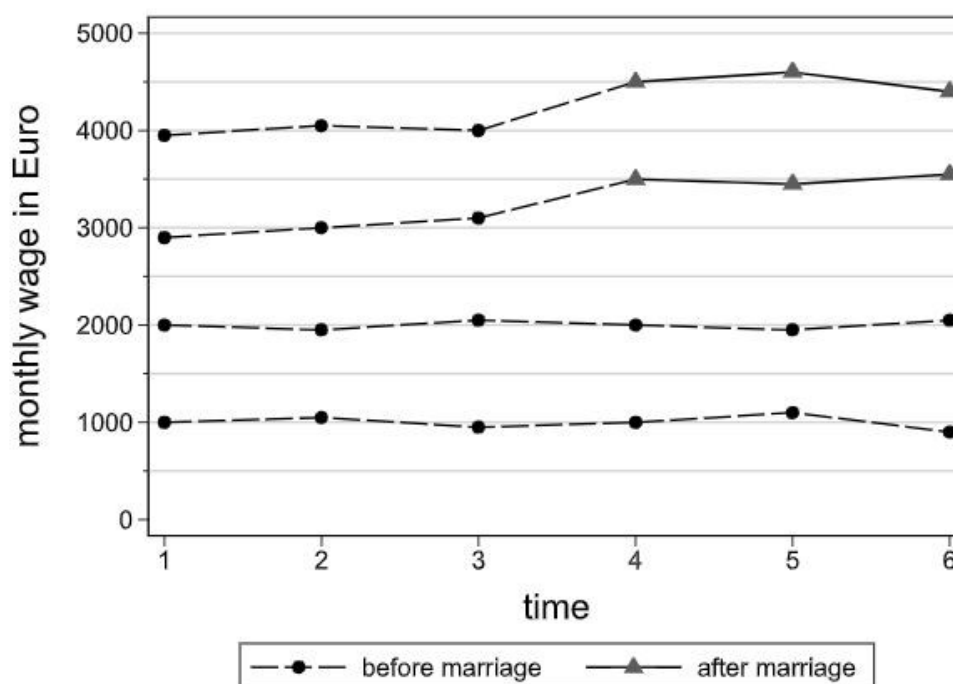
Som framgår av föregående kapitel finns det i teorin argument som stöder olika hypoteser om förhållandet mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande. Följande kapitel presenterar tidigare forskning på området, för att konstaterar att det även empiriskt finns mera håll för en hämmande effekt. Enligt Cancela & Geys (2016, 267) har de flesta studier av detta slag dock inte hittat ett signifikant samband mellan variablerna; endast 11–14 procent av studierna är framgångsrika. Baserat på litteraturgranskningen som gjorts för denna avhandling är detta förvånande. I påföljande kapitel framkommer att en stor mängd studier ändå hävdar signifikanta resultat. Först diskuteras dock de metodologiska distinktioner som är relevanta för presentationen av tidigare forskning på området.

#### 3.1 Metodologiska distinktioner

En grundläggande metodologisk distinktion som kommer uppmärksammas för varje studie är skillnaden mellan så kallade ”inom-observationseffekter” och ”mellan-observationseffekter” (eng. within-subject effects och between-subject effects) (van de Pol & Wright 2009). Distinktionen är relevant för skapandet av avhandlingens hypoteser och innebär i korthet att speciell uppmärksamhet fästs vid hur regressionskoefficienten för en förklaringsvariabel tolkas, så att effekten av en förklaringsvariabel på en utfallsvariabel som mäter effekten *mellan* observationer (som i en tvärsnittsanalys) inte tolkas som att effekten även gäller *inom* samma observation (som i en longitudinell analys över tid). En kombination av dessa är naturligtvis möjlig i studier som använder paneldata, då det i teorin finns möjlighet att skilja mellan de två

effekterna. De allra flesta tidigare empiriska studier ignorerar dock distinktionen och tillämpar någon form av poolad regression (där observationerna klumpas tillsammans) eller en regression som helt enkelt inte särskiljer effekterna (till exempel i en flernivåregression med slumpmässiga effekter). Att inte beakta åtskillnaden kan leda till att de enskilda effekterna mellan variablerna döljs eller förvrängs. Ämnet behandlas mera detaljerat i avhandlingens metodkapitel (4.2.4); i detta skede är det dock viktigt att uppmärksamma att de tidigare studierna på området som använder den longitudinella aspekten av data (med fixa effekter) rapporterar inom-observationseffekter, medan studier som använder tvärsnittsaspekten av data resulterar i utsagor om mellan-observationseffekter. Distinktionen är, som senare kommer framgå, även av avgörande betydelse för påståenden om kausal slutledning. Resonemanget bakom vikten av ett tydligt åtskiljande redogörs till näst för såsom enligt Best och Wolf (2014, 329–331).

Författarna använder fiktiva data ( $N = 4$ ,  $T = 6$ ) för att demonstrera skillnaden mellan en tvärsnittsregression (1), poolad regression (2) och longitudinell regression med fixa effekter (3). Den beroende variabeln är månadslön i euro och den oberoende variabeln är äktenskap (dummy). Figur 3 visar att två av personerna är låginkomsttagare som inte gifter sig under tidsperioden som studeras. De andra två är höginkomsttagare som gifter sig mellan tidpunkterna  $T = 3$  och  $T = 4$  (Best & Wolf 2014, 329–330).



**Figur 3.** Jämförelse av tre regressionsmetoder: effekten av äktenskap på löner. Fiktiva data för fyra personer.  
Källa: Best & Wolf 2014, 330

Data är konstruerad så att äktenskap ger en löneökning på 500 euro, vilket innebär att den riktiga kausala effekten av äktenskap på lön är 500 euro. Därtill är det höginkomsttagarna som gifter sig: data innehåller alltså en bias till följd av självselektion (eng. self-selection bias). Konsekvensen är att data präglas av heterogenitet som är specifik för personerna (Best & Wolf 2014, 329–330).

För att utreda hur äktenskap påverkar lönen för personerna tillämpar forskarna först en tvärsnittsregression (1) vid tidpunkt T = 4. Resultaten av alla tre regressioner illustreras i tabell 2 nedan. Eftersom regressionskoefficienten av en dummyvariabel är skillnaden mellan gruppmedelvärden estimeras tvärsnittseffekten till plus 2500 euro. Detta estimat är en tydlig överskattning, vilket även framgår av figur 3 där effekten kan uppskattas till cirka 500 euro. Skevheten för tvärsnittsestimatet beror på att data innehåller personspecifik heterogenitet eftersom feltermen för de enskilda individerna korrelerar med äktenskapsvariabeln. En mellan-observationsanalys av denna typ ger korrekta estimat endast om homogenitet gäller, det vill säga om personerna (eller också kommunerna, som i avhandlingens fall) som jämförs inte har andra relevanta egenskaper som skiljer sig åt mellan dem (utom den oberoende variabeln). Detta antagande håller ofta inte i socialvetenskapliga studier. Enheter skiljer sig i så många aspekter att det inte är möjligt att kontrollera för dessa, vilket leder till bias i resultaten (Best & Wolf 2014, 330).

**Tabell 2.** Jämförelse av tre regressionsmetoder: effekten av äktenskap på löner

	(1) Tvärsnittsregression (mellan- observationseffekt)	(2) Poolad regression (effekterna särskiljs inte)	(3) Longitudinell regression med fixa effekter (inom- observationseffekt)
Äktenskap	2500	1833	500
Konstant	1500	2167	-
Antal personer	4	4	2
Antal observationer för varje person	4	24	12

Källa: Best & Wolf 2014, 331

Ett alternativt sätt att estimerar effekten är att utföra en tvärsnittsregression med ”poolad” (eng. pooled) data (2) för att använda alla 24 observationer som är tillgängliga. Effekten av äktenskap på lön med denna metod är plus 1833 euro, som igen är en stark överskattning. Orsaken till

skevheten är densamma: det finns oobserverad heterogenitet för individerna. Effekten är dock närmare det sanna värdet (1833 är närmare 500 än 2500), vilket beror på att en poolad regression använder sig av både tvärsnitts- och longitudinell variation i data. Anledningen till att den riktiga effekten inte uppmäts är dock igen att variationen mellan personerna är kontaminerad av självselektionsbias. Estimeringstekniker som använder sig av denna, endera helt och hållet eller delvis, kommer därför vara felaktiga. För att erhålla ett representativt estimat måste regressionsmodellen baseras endast på inom-observationsvariation (givet att denna variation är exogen). Genom att tillämpa en longitudinell regression med fixa effekter (3) erhålls denna riktiga kausala effekt (500 euro) av äktenskapsvariabeln på lönen eftersom modellen, som enbart baseras på variation inom enheterna, inte längre blir skev till följd av personspecifik oobserverad heterogenitet (Best & Wolf 2014, 330–331).

Härnäst presenteras urvalet av tidigare forskning, uppdelade i hämmande effekt och icke-signifikant effekt. Kapitlet avslutas med en sammanfattning och presentation av hypoteser. Uppdelningen har gjorts enligt hur forskarna själva rapporterat sina resultat, även om denna avhandlings kritik av studierna gör att resultaten tolkas på annat sätt. Metodologiska distinktioner som ännu kan nämnas är att förhållandet mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande kan studeras endera internationellt eller subnationellt. Avhandlingens analys är en subnationell studie mellan kommuner men kommande kapitel behandlar även internationella studier, eftersom en komparativ studie på internationell nivå kan eliminera institutionella faktorer kopplade till ett lands politiska system, ekonomi, kultur och andra landspecifika egenskaper. Exempel på sådana skillnader är obligatorisk röstning, bikameralism och proportionellt valsystem, vilka alla ökar valdeltagandet. Rika och befolkningsrika länder har å andra sidan lägre valdeltagandesiffror (Schäfer & Schwander 2019, 5–7).

Studier på området behandlar nästan uteslutande situationen för industriländer. Undantaget är ett fåtal studier som påstår att det inte finns något samband mellan variablerna, vilka presenteras i kapitel 3.3 (Stockemer & Scruggs 2012; Stockemer & Parent 2014). Litteraturen domineras särskilt av nordamerikanska studier, vars situation är unik eftersom landet med god marginal har den mest ojämlika fördelningen av inkomst och det lägsta valdeltagandet bland större industriländer. En balans har försökt uppnås mellan globala, europeiska, amerikanska och subnationella studier.

### 3.2 Hämmande effekt

Den första studien som undersöker hur ekonomisk ojämlikhet påverkar valdeltagande är Goodin och Dryzeks analys från 1980. Forskarna utför en tvärsnittsstudie med 38 demokratier från år 1957 och en korrelationsanalys med 42 nordamerikanska storstadsområden från 1964. Den första analysen utreder hur bruttonationalprodukt per capita och ginikoefficient (spridningen av inkomst på individuell eller hushållsnivå) påverkar valdeltagande mellan länder. Resultaten visar att det finns ett signifikant negativt samband mellan valdeltagande och ekonomisk ojämlikhet operationaliserad som ginikoefficient. Den andra analysen visar en konsekvent signifikant korrelation mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande mellan amerikanska delstater, både på individ- och distriktsnivå (Goodin & Dryzek 1980, 283–288). Forskarna har dock inte inkluderat institutionella kontrollvariabler som kan förklara variationen mellan länder i den första analysen, vilket skadar resultatens trovärdighet. En korrelationsanalys berättar dessutom inget om orsakssambandet mellan variablerna.

En mera nutida analys är Solts studie från 2008. Forskaren använder ginikoefficient och inkomst som oberoende variabler och politiskt intresse, politisk diskussion och valdeltagande som beroende variabler när sambandet undersöks på individnivå i en internationell flernivåstudie med 22 demokratiska ”övre medel”- och höginkomstländer. Mätt på detta sätt hämmar ekonomisk ojämlikhet politiskt deltagande när ginikoefficienten ökar. Studien lider dock av det stora antalet kontrollvariabler (19) som inkluderats i analysen; resultatet blir i praktiken statistiskt betydelselöst. Solt tar sig an utmaningen igen två år senare (2010) där data från 144 guvernörsväl i USA över tre olika år används i en flernivåanalys. Effekten av inkomstojämlikhet på valdeltagande är signifikant på 5-procentsnivån. Studien skiljer dock inte inom-observationseffekter från mellan-observationseffekter, vilket tillåter risken att den egentliga effekten mellan variablerna döljs (se figur 4 i avhandlingen, s. 38).

Horn (2011) undersöker fenomenet inom de europeiska gränserna. I tvärsnittsanalysen används surveydata från European Election Study 2009 för alla EU-länder med fyra mått på ekonomisk ojämlikhet i olika regressionsmodeller, som inkluderar kontrollvariabler både på nationell nivå och individnivå. Resultaten visar att ekonomisk ojämlikhet associeras med lägre valdeltagande i nationella val mellan de europeiska länderna, även om effekten är svag: resultaten når statistiskt signifikant nivå endast i två av de femton huvudsakliga modellerna. Horn anser ändå att studien bekräftar en negativ effekt mellan variablerna. Seebers (2011) studie från samma år

bestyrker Horns resultat. Forskaren använder samma data i en flernivåanalys och konkluderar att högre inkomstjämlighet mellan länder innebär lägre valdeltagande på makronivå. Resultatet är signifikant på 1-procentsnivån.

En annan studie är Listers (2007) analys på nationell nivå som omfattar ett antal industriländer med olika nivåer av universell välfärd under åren 1963 till 1993. Ojämlighet operationaliseras som Theil T-index (spridningen av inkomst mellan geografiska enheter) uträknad från hushållens inkomster. Institutionella kontrollvariabler inkluderas i modellen. Analysen visar att det finns ett signifikant samband ( $p = 0,0313$ ) mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande när ginikoefficienten ökar från ett land till ett annat (Lister 2007, 31). Eftersom regressionen är poolad ignoreras dock tidsserieaspekten av studiens paneldata, vilket är beklagligt eftersom mycket information och analyspotential går om intet. Metodologiskt kan studien även kritiseras för att kontrollvariablerna är högt korrelerade och så gott som konstanta mellan länderna. Detta uppmärksammas av Arzheimer (2008), som anser att det hittills saknas bevis för påståendet om ett samband mellan ojämlikhet och valdeltagande.

Jensen och Jespersen (2017) utför en internationell undersökning baserat på surveydata för de europeiska länderna under åren 2002–2010. Studien tar hänsyn till väljarens relativa inkomst så att ojämlikhet inte endast innebär avståndet från perfekt jämlikhet på lorenzkurvan för befolkningen i sin helhet, utan även beaktar individens relativa position i landets inkomstdistribution. Denna oberoende variabel beräknas som avståndet till inkomstkuintilsmedianen baserat på individens placering i kvintilen. Ojämlighet operationaliseras även som ginikoefficient och modellerna kontrollerar för effekter både på individ- och nationsnivå i fem olika modeller (poolad logitmodell, flernivåmodell och kombinationer av samma logitmodell med olika interaktionseffekter). Resultaten för variabeln som mäter relativ ojämlikhet uppnår statistiskt signifikant nivå i fyra av fem modeller (Jensen & Jespersen 2017, supplementary material). Effekten är dock positiv, vilket är oväntat. Även effekten av ginikoefficienten är konsekvent positiv, men signifikant endast i två av fem modeller. Baserat på resultaten från delen av analysen som studerar interaktionstermer mellan ginikoefficienten (och BNP per capita) och relativ inkomst drar forskarna ändå slutsatsen att utfallet stöder argumentet att ekonomisk ojämlikhet överlag hämmar individens benägenhet att rösta. Studien är problematisk bland annat eftersom de motstridiga resultaten inte rapporteras skilt. Eftersom modellerna är poolade går det heller inte att skilja inom- och mellan-observationseffekter även om data tillåter en sådan distinktion.

En forskare som på liknande sätt beaktar relativ inkomst i analysen, operationaliserad som inkomstandel mellan kvintiler, är Jaime Castillo (2010). Forskaren använder surveydata från 23 OECD länder i en flernivåanalys för år 2009. Resultaten visar att ekonomisk ojämlikhet operationaliserad som ginikoefficient har en negativ effekt på valdeltagande mellan länder. Resultatet är dock signifikant endast på 10-procentsnivån. Mätt som P90/P50-förhållande (det vill säga inkomsten för de som tjänar i 90-percentilen jämfört med de som tjänar i 50-percentilen) är effekten negativ och signifikant på samma nivå. Detta tolkas som att ett land med högre ekonomisk ojämlikhet mellan väljare tillhörande medianinkomstgruppen och väljare som tillhör den högsta inkomstgruppen hämmar valdeltagande jämfört med ett land som har lägre ojämlikhet mellan dessa grupper. Mätt som P50/P10 (ojämlikhet mellan mediangruppen och låginkomstgruppen) är effekten däremot positiv och icke-signifikant (Jaime Castillo 2010, 22). Resultaten är därmed oenhetliga även om ett vagt negativt samband kan konstateras.

Galbraith och Hales (2008) studie undersöker förhållandet inom USA, där ekologiska data används för amerikanska delstater under åren 1980–2004 både i tvärsnitts- och fixa effekter- (longitudinella) analyser. Studien är därmed unik eftersom den beaktar distinktionen för inom- och mellan-observationseffekter. Tvärsnittsstudien för år 2000 visar att effekten av gini-koefficienten är negativ men icke-signifikant. När sambandet undersöks i en fixa effekter-modell (det vill säga inom de enskilda delstaterna för perioden 1980–2004) är koefficienten dock signifikant ( $p = 0,0022$ ). Kontrollvariabler som inkluderas är ras, inkomst och urbant/ruralt område. Därmed har en statistiskt signifikant inom-observationseffekt hittats, men inte en mellan-observationseffekt. När resultaten från fixa effekter-modellen granskas närmare hittas dock följande oväntade egenskaper: p-värdet når inte signifikant nivå för de tre nämnda kontrollvariablerna och modellens förklaringskraft är väldigt hög ( $R^2 = 0,9034$ ). Båda dessa tyder på problem med modellen. Effekten av studiens kontrollvariabler ras, inkomst och mått för urbant/ruralt område på valdeltagande är alla etablerade inom statsvetenskapen, där områden med högre nivå av vita, höginkomstgrupper och urbana områden har en positiv effekt på valdeltagande (ex. Cancela & Geys 2016). Galbraith och Hales (2008) studie överensstämmer inte med detta; resultaten indikerar istället att områden med stort antal vita och metropolområden har en negativ (men icke-signifikant) effekt på valdeltagande. Det höga p-värdet för variabeln som mäter inkomst är också överraskande ( $p = 0,6110$ ).

Schäfer och Schwander (2019) bidrar med den nyaste och mest omfattande studien på området som undersöker effekten både på internationell och subnationell nivå. Studiens metoddesign

liknar denna avhandlings tillvägagångssätt, då analyser på två olika aggregeringsnivåer tillämpas. Den första analysen undersöker förhållandet för 21 högt demokratiskt utvecklade OECD länder under åren 1980–2014. Forskarna använder två olika mått på ojämlikhet: ginikoefficient och Theil index. Ett antal institutionella, elektorala och ekonomiska kontrollvariabler tas med i sju olika ekonometriska modeller (Schäfer & Schwander 2019, 5, 7).

Forskarna uppskattar att random effects-modellen (RE) är mest lämplig för datastrukturen eftersom den tillåter att både tidskonstanta och tidsvarierande variabler inkluderas i modellen. Resten av specifikationerna används för att testa resultatens robusthet.<sup>2</sup> Analysen visar att effekten är konsekvent negativ och signifikant på 5-procentsnivån i alla modeller utom PCSE\_LDV-modellen för gini-analysen, där p-värdet endast når 10-procentsnivån (Schäfer & Schwander 2019, 6–7). Flera statistiska och metodologiska anmärkningar kan göras. Analyserna gör tyvärr återigen ingen distinktion mellan inom- och mellan-observations-effekterna: alla specifikationer använder sig av båda dessa till varierande grad, beroende på strukturen i data. De flesta modellerna som uppskattas är poolade, vilket ignorerar väsentlig variation i data. RE-modellerna tillämpar inte klusterkorrigerade standardfel; ett misstag som riskerar ge missvisande resultat gällande signifikansnivå och storleken på standardfelen. Detta har korrigerats i DRIS-, PCSE- och PCSE\_LDV-modellerna men eftersom dessa modeller är poolade är de inte lika lämpliga att använda för paneldata. Modellerna kontrollerar dessutom inte för tidstrenden, vilket gör att effekten av ekonomisk ojämlikhet kan överskattas ordentligt då valdeltagande överlag har sjunkit inom de studerade länderna.

Schäfer och Schwanders andra analys är en granskning av läget i Tyskland. Data kommer från 402 administrativa distrikt under sex federala val mellan åren 1998–2017. Kontrollvariabler som mäter inkomst, distans mellan första och andra partiet, befolkningsstorlek och en öst/väst-dummy inkluderas. Ekonomisk ojämlikhet operationaliseras som en normaliserad skillnad i den genomsnittliga inkomsten på distriktsnivå i förhållande till det nationella genomsnittet. Det bör poängteras att ett sådant mått inte beskriver ojämlikhet i inkomst på individnivå inom ett område; istället ger det en bild av områdets relativa position i förhållande till ekonomin på nationell nivå. Resultaten från analyserna, som tillämpar samma sex modeller som i studien

---

<sup>2</sup> Modellerna som tillämpas är: RE: random effects modell, RE\_yfe: random effects modell med årsfixa effekter, BOOT: upprepade OLS (samplade observationer 200 gånger), DRIS: OLS med Driscoll och Kraay standardfel, PCSE: OLS med panelkorrigerade standardfel, MLM: Linjär flernivåanalys, observationer klustrade inom länder, PCSE\_LDV: OLS med panelkorrigerade standardfel och "lagged" beroende variabel (Schäfer & Schwander 2019, supplementary material).



ovan, når en signifikans på den konventionella 5-procentsnivån och effekten förstärks med åren (Schäfer & Schwander 2019, 8–13). Samma metodologiska kritik kan dock riktas mot denna analys som mot den förra. Det kan dessutom argumenteras att metoden inte fångar vad forskarna vill undersöka eftersom resultaten endast kan berätta något om situationen på interregional nivå och inte på inom-distriktsnivå. Schäfer och Schwander försöker överkomma detta problem genom att hänvisa till studier som föreslår att regionala skillnader spelar en väsentlig roll i ojämlikt distribuerande av resurser på makronivå (Schäfer & Schwander 2019, 9). Eftersom den oberoende variabeln är ett mått på ekonomisk välfärd mellan distrikt som inte beaktar individens situation i förhållande till andra väljare inom en valkrets är den dock föga lämplig som operationalisering av ekonomisk ojämlikhet. Detta skulle förutsätta att väljaren är medveten om distriktets ekonomiska position i förhållande till resten av landet, vilket verkar orealistiskt.

### 3.3 Icke-signifikant effekt

En forskare som inte hittar någon mätbar koppling mellan de studerade variablerna är Mahler (2002), vars analys omfattar subnationella enheter i en internationell tvärsnittsanalys från sent 1980-tal till mitten av 1990-tal (tidpunkt för mätningen skiljer sig mellan länder). Mahler använder data från Luxembourg Income Study (LIS: Wave III) för 12 industriländer för att studera hur valdeltagande påverkar ekonomisk ojämlikhet. I regressionen inkluderas kontrollvariabler som beaktar om landet har obligatorisk registrering för väljare och vilket valsystem som tillämpas. Resultatet visar att ekonomisk ojämlikhet mätt som P90/P10-förhållande har en icke-signifikant effekt ( $p = 0,786$ ) på valdeltagande när analysen utförs som en trestegs-minstakvadratregression (Mahler 2002, 139). På grund av analysens tvärsnittsegenskap är det icke-existerande sambandet dock endast deskriptivt.

Stockemer och Scruggs (2012) studie bestyrker Mahlers resultat. Forskarna studerar 550 demokratiska val i västerländska och icke-västerländska länder mellan åren 1970–2010. Ojämlikhet operationaliseras som ginikoefficient och relevanta institutionella, socio-ekonomiska och kontextuella kontrollvariabler inkluderas i sju olika modeller. Resultatet visar ett konsekvent (negativt) icke-signifikant samband mellan ginikoefficient och valdeltagande för västerländska demokratier. Den andra analysen tillämpar samma metod men för ett bredare urval av demokratiska val i 101 olika länder från hela världen. I samtliga modeller är sambandet

igen icke-signifikant, varav en är positiv och tre är negativa. Analyserna tar hänsyn till flernivåstrukturen i data men skiljer inte inom-observationseffekter från mellan-observations-effekter.

Stockemer och Parent (2014) bidrar med en liknande studie som använder ett sampel av 161 presidentval från 79 västerländska och icke-västerländska länder för tidsperioden 1990–2010. Länderna tillämpar politiska system med presidentialism eller semi-presidentialism. Analysen använder samma kontrollvariabler som Stockemer och Scruggs (2012) studie ovan. Det predikterade sambandet är statistiskt icke-signifikant i två olika modeller, dock med en svag positiv lutning. Utom att ignorera den potentiella diskrepansen mellan de longitudinella och tvärsnittseffekterna i data kontrollerar analysen inte heller för tidstrenden, vilket kan ge upphov till skevhet i resultaten.

### 3.4 Sammanfattning av tidigare forskning

Studier på området har som synes inte hittat konsekventa resultat när det gäller sambandet mellan de studerade variablerna. Detta är inte förvånande eftersom studierna som redogjorts för varierar stort i empirisk tillämpning, forskningsobjekt, tidsperiod, datamaterial och kontrollvariabler. Resultaten har sammanfattats i tabell 3 nedan, indelade i de studier som hävdar en hämmande effekt och de som hittat en icke-signifikant effekt. Studierna här därtill skilts åt i analyser med inom- och mellan-observationseffekter samt de som inte gör en distinktion mellan dessa.

**Tabell 3.** Utfall av ökning i inkomstjämlighet enligt tidigare empiriska studier

	<b>U2 Valdeltagande hämmas</b>	<b>U3 Ingen effekt</b>
<b>Inom-observationseffekt</b>	Galbraith & Hale 2008	
<b>Mellan-observationseffekt</b>	Goodin & Dryzek 1980	Galbraith & Hale 2008
	Lister 2007	Mahler 2002
	Jaime Castillo 2010	
	Horn 2011	
<b>Ingen distinktion mellan effekter</b>	Solt 2008	Stockemer & Scruggs 2012
	Solt 2010	Stockemer & Parent 2014
	Seeber 2011	
	Jensen & Jespersen 2017	
	Schäfer & Schwander 2019	

Det är tydligt att U2 får mera stöd även från empirin: tio av fjorton studier hävdar att ekonomisk ojämlikhet hämmar valdeltagande. Vad gäller studier som mäter inom-observationseffekter stöds U2 av en studie; för mellan-observationseffekter är motsvarande siffra fyra. U3 stöds av två studier med mellan-observationseffekter. Det bör dock igen poängteras att studiernas resultat blivit indelade enligt hur respektive forskare/författare uppgett dem; det vill säga inte såsom forskarnas resultat i denna avhandling nödvändigtvis tolkats.

### 3.5 Hypoteser

Baserat på den teori som redogjorts för i kapitel 2.3 och de empiriska studier som presenterats i detta kapitel är det nu möjligt att forma hypoteser om sambandet mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande i Finland. Som konstaterat i kapitel 2.3.5 (sammanfattning av teorier) finns det mest belägg för U2, det vill säga att en högre grad av ekonomisk ojämlikhet hämmar valdeltagandet inom ett område. Detta utfall stöds av fem av nio teorier som redogjorts för, jämfört med endast tre av nio som talar för att valdeltagandet stimuleras av en ökad ekonomisk ojämlikhet. En teori förutspår att effekten jämnas ut.

Vad gäller den tidigare forskningen (som sammanfattas i kapitel 3.4) är resultaten inte lika entydiga. När ingen distinktion görs mellan inom- och mellan-observationseffekter får U2 igen mest stöd. Eftersom en position som ignorerar denna åtskillnad dock inte är relevant på grund av risken för att den riktiga effekten mellan variablerna döljs och på grund av ansatsen att skilja mellan studier som kan hävda kausala samband (modeller med fixa effekter) och studier som är oförmögna till detta (tvärsnittsanalyser) tolkas utfallen separat för kategorierna.

Den enda studien som analyserar inom-observationseffekter hittar ett negativt samband mellan variablerna. Av de sex studier som behandlar mellan-observationseffekter rapporterar fyra en negativ effekt. Därmed är det rimligt att anta att sambandet mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande både inom och mellan kommuner är negativt.

Som konstaterat i kapitel 3.1 är kravet för korrekt estimering av en OLS-modell att homogenitet för variablerna gäller; ett antagande som ofta inte är realistiskt i socialvetenskapliga studier. Eftersom en mellan-observationsanalys inte har samma möjlighet att beakta oobserverad heterogenitet i variablerna (exempelvis till följd av självselektion) kan effekten av en oberoende

variabel överskattas rejält (Best & Wolf 2014, 330, 345). Av denna orsak förväntas vidare att en estimerad inom-observationseffekt är mindre än en mellan-observationseffekt. Detta antagande kommer dock inte testas statistiskt. Det bör även poängteras att en inom-observationsmodell rapporterar en effekt efter att behandlingen som undersöks inträffat, vilket gör att dessa modellers anspråk på kausal slutledning är mera trovärdiga (diskuteras i kapitel 4.2.2). Modeller som endast (eller bara till viss del) använder mellan-observationsvariation kan inte på samma sätt hävda att sambanden som hittas är kausala; de är endast deskriptiva (Best & Wolf 2014, 347, 352–353).

För att svara på den övergripande forskningsfrågan ”Finns det ett generellt samband mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagandet i finska kommuner?” ställs därmed följande hypoteser upp:

$H_1$  = Högre ekonomisk ojämlikhet *inom* en kommun leder till lägre valdeltagande.

$H_2$  = Högre ekonomisk ojämlikhet *mellan* kommuner leder till lägre valdeltagande.

## 4 Forskningsdesign

I denna avhandling tillämpas modeller med fixa effekter för analysen på kommunnivå och en flernivåanalys med slumpmässiga effekter på individnivå som skiljer mellan så kallade inom-observationseffekter och mellan-observationseffekter (van de Pol & Wright 2009). Metoderna redogörs för i kapitel 4.2.

För avhandlingens syfte har inkludandet av analyser på två olika aggregeringsnivåer bedömts ge studien robusthet och nyans som annars inte skulle vara möjlig. Genom att undersöka sambandet på olika aggregeringsnivåer undviks dessutom risken att generalisera en korrelation som hittas på en nivå till en annan. Tendensen att dra slutsatser om individer utgående från aggregerade data kallas ekologiska felslut: “Om felaktiga slutsatser dras på grundval av ekologiska data [aggregerade data] blir ekologiska felslut eller bias följden. Bias (snedvridning eller systematiskt fel) uppstår för att sambandet som observeras mellan variabler på grupp-nivå inte nödvändigtvis är detsamma som sambandet på individnivå.” (Bonita, Beaglehole & Kjellström 2010, 72). Eftersom uppgifter om ekonomisk ojämlikhet och

valdeltagande/röstbeteende är tillgänglig både på individ- och kommunnivå kan detta problem undvikas. Statistiken på kommunnivå är färdigt aggregerad vilket utesluter möjligheten att koppla uppgifter som samlats in tillbaka till enskilda individer. En stor del av teorierna som stöder hypotesen befinner sig dock på individnivå, vilket gör det lockande att återkomma till individen för att dra slutsatser på denna nivå. Ett alternativ är att studera sambandet endast på individnivå. Detta är å sin sida problematiskt eftersom måttet på valdeltagande är självrapporterat röstande, vilket inte speglar den riktiga röstningsaktiviteten. Därmed utförs analyser på två olika aggregeringsnivåer för att undvika ekologiska felslut och för att förstärka de resultat som hittas i studien. Avhandlingens fokus ligger dock inte på att undersöka förhållandet mellan samband som hittas på aggregerad nivå jämfört med samband på individnivå.

Genom att välja Finland och situationen inom landets gränser som forskningsobjekt är förhoppningen att det eventuella samband som hittas tolkas i kontexten för landets position som ett relativt (ekonomiskt) jämlikt land. Om ett samband konstateras i ett jämlikt samhälle kan en större effekt i mera ojämlika länder förväntas. Valet att studera Finland motiveras även med att det inte finns tidigare nationell forskning på området, vilket kan framhäva resultatens samhällseliga relevans. Till näst presenteras källmaterial, metod, variabelernas operationalisering och deskriptiv statistik.

#### **4.1 Källmaterial**

Data som används i avhandlingens analys på kommunnivå är ett totalurval från THL:s webbplats [sotkanet.fi](http://sotkanet.fi) och Statistikcentralens databaser. Statistikcentralen är en finländsk myndighet som grundats för statistikföring (Statistikcentralen 2019c). Informationstjänsten Sotkanet är Institutet för hälsa och välfärds indikatorbank som innehåller information om den finländska befolkningens hälsa och välfärd i alla kommuner. Data är tillgängliga från och med år 1990 enligt den senaste kommunindelningen (Sotkanet 2019a). Uppgifter för sådana kommuner som slagits samman ingår alltså i den nya sammanslagna kommunen och antalet kommuner hålls därför konstant. Urvalet utgörs av 311 kommuner, vilket summerar till 1866 observationer. Av dessa fattas tre (se kapitel 4.4.1 för detaljer), så att det slutliga antalet observationer är 1863. Eftersom detta är ett väldigt litet bortfall (cirka 0,16 procent av det totala urvalet) är det inte ett problem för analysen.

För analysen på individnivå används data från Finlands nationella valundersökningar (FNES). Datasetet består av kombinerade data med harmoniserade variabler för åren 2003–2015. FNES har även utförts för tidigare år än 2003, vilket i teorin möjliggör att samma tidsperiod undersöks på individnivå och kommunnivå. Kombinerade data som innehåller mellan valåren jämförbara variabler är dock endast tillgängliga för perioden 2003–2015. Av denna orsak har materialet begränsats till nämnda tidsperiod. Surveymaterialet finns tillgänglig på det finska dataarkivet Ailas hemsida (Finnish Social Science Data Archive 2020). Genom att samla in uppgifter i form av besöksintervjuer med cirka 1200–1600 respondenter per år ger valundersökningarna en översikt över finländska väljares beteende och attityder (Isotalo et al. 2019, 5). I data fattas dock uppgifter om hemkommunsnummer, vilket åtgärdas genom att utgående från respondenternas ID spåra numret i de enskilda dataseten. Uppgifter om hemkommun fattas för 52 observationer och 23 observationer saknar information om huruvida respondenten röstade i senaste val. Vidare uppger 431 observationer inte respondentens inkomstgrupp, vilket gör att bortfallet uppgår till totalt 9,1 procent då 5071 av 5577 observationer återstår. Detta bortfall är inte av avgörande betydelse för analysen och risken att bortfallet är systematiskt och snedvrider resultaten är liten.

Distinktionen i utförandet av analyser baserade på data från olika former av urvalsprocedurer kan påpekas. Eftersom data på kommunnivå utgör ett totalurval till skillnad från data på individnivå som är ett sampel från den finländska populationen för respektive valår bör resultaten egentligen inte tolkas på samma sätt. Detta betyder att ett signifikanstest uttryckt exempelvis som p-värde i teorin är betydelselöst då betavärdet för en variabel inte är ett estimat utan det sanna värdet för populationen. I avhandlingen antas ändå att resultaten av analyserna på kommunnivå kan tolkas som ett sampel från en större population om sambandet ämnas generaliseras till andra sammanhang (dock inte utanför Finland), till exempel till andra tidsperioder än de som undersöks i studien.

## 4.2 Metod

### 4.2.1 Paneldata och multikollinearitet

I allmänhet finns tre olika typer av data tillgängliga för statistisk analys, som möjliggör användandet av olika metoder. Dessa är tvärsnittsdata, tidsseriedata och paneldata. För

tvärsnittsdata gäller att värden för en eller flera variabler samlas in för flera olika grupper vid en viss tidpunkt, medan tidsseriedata följer studieobjekten över en tidsperiod. Paneldata kombinerar dessa genom att följa observationer för tvärsnittsgrupper över en bestämd tid (Gujarati & Porter 2009, 591). Avhandlingen tillämpar analystekniker som kräver data på denna sistnämnda nivå. Det finns många fördelar med ett sådant tillvägagångssätt. Till näst redogörs för några sådana utgående från Baltagi (2005), där avhandlingens egna forskningsfråga används som exempel.

Data som beskriver enheter såsom exempelvis individer, kommuner och länder uppvisar med hög sannolikhet heterogenitet i variablerna. Tidsserie- och tvärsnittsanalyser som inte kan kontrollera för sannolik oobserverad heterogenitet riskerar få skeva resultat om variablerna som inte observeras korrelerar med de observerade variablerna. Egenskaper i paneldata möjliggör användning av instrument (som presenteras senare i detta kapitel) som uttryckligen beaktar heterogenitet genom enhetsspecifika variabler. En annan fördel med paneldata är att de är mera informativa och således mera varierande än tidsseriedata eftersom tvärsnittsdimensionen tillför stor variation i data och mera information om variablerna, vilket producerar säkrare parameterestimater. Överlag kan bias i modellen på det här sättet minimeras eftersom flera tusen enheter inkluderas, till skillnad från att grupperna slås ihop till stora aggregeringar (Baltagi 2005, 4–7).

En form av bias är multikollinearitet, som till näst behandlas eftersom avhandlingens analyser i teorin lider av fenomenet. Här kommer dock argumenteras att frågan är av mindre betydelse än ofta antas. Multikollinearitet är ett uppmärksammat ekonometriskt problem som innebär att två eller flera förklaringsvariabler är högt korrelerade. Orsaken till att detta är en icke-önskvärd egenskap i data är, enkelt uttryckt, att effekterna av två högt korrelerade variabler på den beroende variabeln inte kan särskiljas. Uppskattningar om vikten av problemet går dock isär. Eftersom multikollinearitet inte bryter mot de statistiska antagandena som måste uppfyllas för korrekt estimering av en OLS-modell är problemet som orsakas för statistisk slutledning inte väldefinierat (Wooldridge 2016, 84). Det finns inget absolut värde för att avgöra när eller om multikollinearitet är ett problem för en studie; det som egentligen är av intresse är hur stor variansen för variablerna är, vilket avgörs av storleken på feltermsvariansen för populationen och den totala variansen i samplet. I socialvetenskaper, där egenskaper i data sällan kan påverkas, är det svårt att åtgärda problemet på annat sätt än genom att samla in mera data. En större sampelstorlek innebär större sampelvariation i de oberoende variablerna, vilket kan

minimera korrelationen mellan variablerna. Alternativt kan högt korrelerade variabler exkluderas från modellen i ett försök att reducera multikollinearitet. Detta är inte optimalt av den uppenbara orsaken att en potentiellt signifikant utelämnad variabel kan orsaka skevhet i resultaten. Problemet måste även förstås i kontexten av vilka variabler som är av intresse för forskningsfrågan: nivån av korrelation mellan förklaringsvariablerna kan vara irrelevanta för hur väl andra parametrar kan estimeras i modellen (Wooldridge 2016, 85). I kapitel 5.1.2 utförs ändå ett statistiskt test för att utreda nivån av multikollinearitet i avhandlingens data.

#### 4.2.2 Fixa effekter-regressioner

Den största utmaningen för statistisk analys baserad på icke-experimentella data har varit att hitta metoder som på ett övertygande sätt kan fastställa ett kausalt samband. Som konstaterat ger vanliga regressionsmodeller skeva estimat i fall där det finns variabler som inte observerats i modellen. Olika analytiska verktyg har därför utvecklats för att hjälpa försvara ett kausalt påstående. Ett instrument är metoden fixa effekter (FE) för regressionsmodeller, som gör det möjligt att kontrollera för sådan oobserverad heterogenitet. Idén bakom metoden är att varje enhet utgör sin egen kontroll, förutsatt att allt annat inom enheten hålls konstant för tiden som granskas (Allison 2009, 1). Detta innebär även att endast inom-observationsvariationen (det vill säga den longitudinella aspekten) av data används. I avhandlingens fall jämförs individernas/kommunernas nivå för röstande/valdeltagande efter att förändring i gini-koefficienten har skett över en period. Skillnaden som uppmäts i röstande/valdeltagande är då en uppskattning av den ekonomiska ojämlikhetens effekt, förutsatt att relevanta kontrollvariabler inkluderats. Verktöget eliminerar alltså de effekter som är konstanta över tid inom kommunen såsom naturförhållanden, mentalitet, dominerande industri och areal, så att den riktiga effekten av de oberoende variablerna på den beroende variabeln kan mätas (Allison 2009, 2).

Kriterier för att en FE-modell ska kunna användas i en regressionsanalys är att den beroende variabeln måste vara mätt vid åtminstone två olika tillfällen och att värdena för de oberoende variablerna måste variera för perioden som mäts (Allison 2009, 2). Vidare krav för korrekt estimering av modellerna är strikt "exogenitet" (eng. exogeneity) för feltermerna. En exogen variabel är en sådan som inte korrelerar med andra oobserverbara feltermerna i modellen. Detta innebär att det inte får finnas korrelation mellan förklaringsvariabler och idiosynkratiska



feltermen (det vill säga observationsspecifika slumpmässiga feltermen med medelvärdet noll), varken för tidigare eller kommande värden för kovariater och feltermen. Fördelen med en FE-modell är dock att inget antagande behövs om förhållandet mellan de konstanta egenskaperna (kommunspecifika effekterna) och förklaringsvariablerna: dessa kan vara relaterade till varandra utan att leda till skevhet i estimaten för koefficienterna (Best & Wolf 2014, 328–329).

En inom-observationsregression såsom FE kräver alltså inte det (i många fall) ohållbara antagandet om enhetshomogenitet. Kravet på sådana modeller är dock temporal homogenitet, det vill säga att inget av relevans ändrar under den undersökta tiden. Detta är ett starkt antagande, men med relevanta kontrollvariabler lyckas modeller uppnå representativa estimat. Eftersom en inom-observationsmodell i praktiken rapporterar en effekt efter att behandlingen som undersöks inträffat (till skillnad från en mellan-modell som endast rapporterar skillnader mellan observationer) kan dessa modeller dessutom användas för kausal slutledning. Modeller som endast (eller bara till viss del) använder mellan-observationsvariation kan inte på samma sätt hävda kausala samband. På grund av bland annat de stränga kraven som ställs på inom-analyser tillämpar många studier dock (åtminstone till viss grad) mellan-analyser (Best & Wolf 2014, 347, 352–353).

För analysen på kommunnivå används därmed en modell med poolade observationer där tvärsnittsenheterna (det vill säga kommunerna) uttrycks som avvikelser från det egna medelvärdet, varefter en OLS-regression utförs för dessa medelvärdekorregerade tal.<sup>3</sup> En sådan modell kallas ”fixa effekter-modell inom grupper” (eng. fixed effects within-group model), vilken här benämns ”FE” (Cameron & Trivedi 2009, 238). Det är även möjligt att endast använda tvärsnitts- istället för tidsserieaspekten av data, vilket resulterar i en ”fixa effekter-modell mellan grupper” (eng. between effects model), kort ”BE” (Cameron & Trivedi 2009, 254). Kapitel 4.2.4 återkommer till valet att ha med en FE- och en BE-modell, men först behandlas typen av data som används i analysen på individnivå.

---

<sup>3</sup> Fullständiga ekonometriska modeller specificeras i kapitel 5.2.

### 4.2.3 Flernivåregressioner

Inom många discipliner är det vanligt att data har olika nivåer av aggregering. Detta är fallet för avhandlingens analys på individnivå. En grundläggande egenskap för flernivådata är att beräkningar inom en nivå av aggregering sällan är oberoende, eftersom det är sannolikt att individer från exempelvis samma kommun uppvisar egenskaper specifika för den kommunen. Data för dessa individer är därför ofta interkorrelerade, vilket ger upphov till skeva resultat. Det finns dock statistiska modeller som har möjlighet att beakta detta problem. Dessa kallas blandade modeller (eng. mixed models) eller flernivåmodeller, som grundar sig på att de olika aggregeringsnivåerna i data inkluderas som ”slumpmässiga intercept” (eng. random intercept).<sup>4</sup> Modellen är därmed en ”slumpmässig-effekt” modell, som förkortas RE (eng. random effects model). Tekniken bygger på att värdet för varje tvärsnittsenhets intercept antas vara slumpmässiga urval från en större population av, i detta fall, individer (Gujarati & Porter 2009, 593–594). När en ”fix” förklaringsvariabel (eng. fixed predictor variable) inkluderas i modellen är det möjligt att mäta hur mycket av den totala variationen i utfallsvariabeln som kan förklaras av den oberoende variabeln på samma gång som interkorrelationen mellan individerna tas i beaktan (van de Pol & Wright 2009, 753–754). Detta görs för analysen på individnivå eftersom individerna som studeras är klustrade inom den specifika kommunen de bor i, vilka i sin tur är klustrade inom de enskilda valåren som studeras.

### 4.2.4 Inom- och mellan-observationseffekter

När regressionskoefficienter för analyser med flernivå- och paneldata tolkas är det viktigt att uppmärksamma distinktionen mellan så kallade ”inom-observationseffekter” och ”mellan-observationseffekter” (eng. within-subject effects och between-subject effects) (van de Pol & Wright 2009, 753). Ofta förbises distinktionen mellan en regression som mäter effekten av förklaringsvariabeln *inom* samma observation (över tid) och en regression som mäter effekten *mellan* observationer (vid samma tidpunkt). För data som endast innehåller en nivå av aggregering (som för avhandlingens första analys) kan effekterna skiljas åt med modellerna som presenterades i slutet av kapitel 4.2.2, där FE är en inom-observationsregression och BE

---

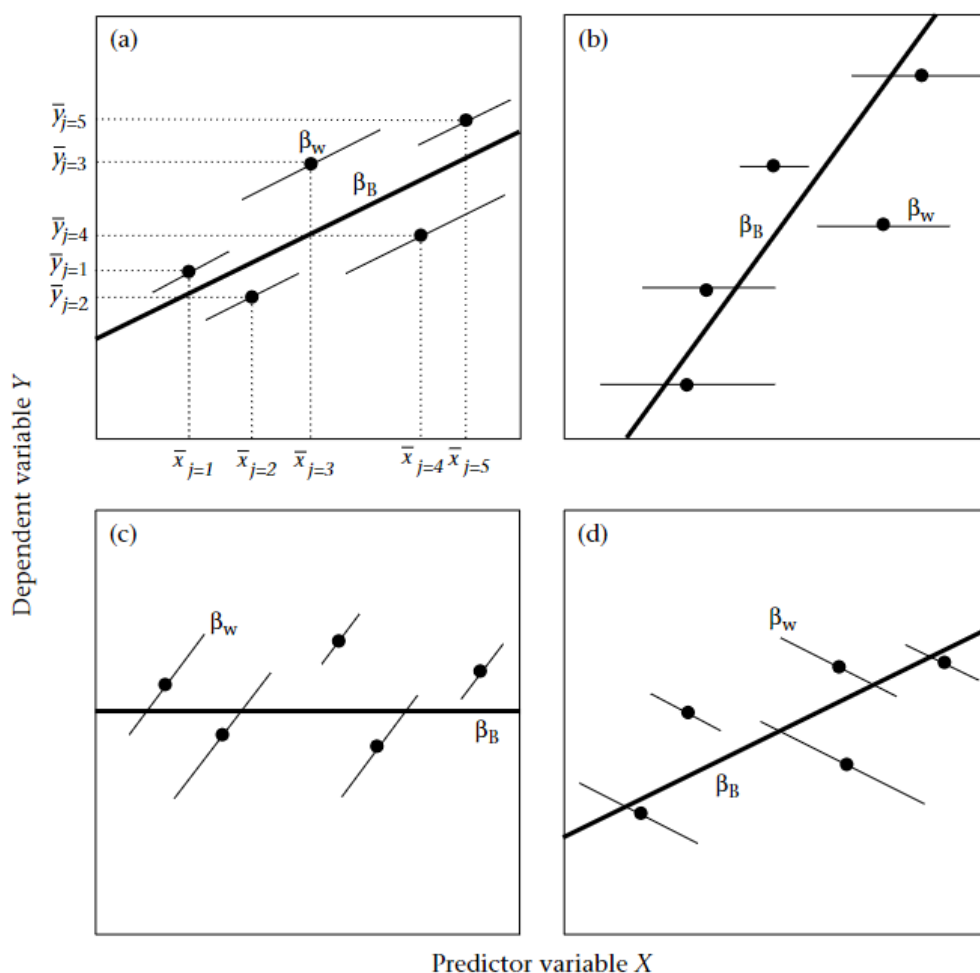
<sup>4</sup> Ett annat namn för modellerna är multilevel models (flernivåmodeller). Modellen är matematiskt identisk med mixed models men använder annorlunda terminologi. I de flesta statistiska analysprogram används mixed models-terminologin.

är en mellan-observationsregression. Med andra ord är skillnaden att en FE-regression undersöker skillnaden över tid inom samma enhet (kommun/individ) så att resultatet berättar hur utfallet ändras när förklaringsvariabeln ändras, medan en BE-regression undersöker skillnaden mellan enheter (det vill säga jämför olika kommuner/individer) (Best & Wolf 2014, 347). Matematiskt finns det flera varianter av inom- och mellan-observationsmodeller som specificeras på olika sätt men för denna avhandling används modellerna såsom uppställda i kapitel 5.2.1. Exempel på en modell som vanligen inte gör en distinktion mellan de diskuterade effekterna är den etablerade random effects-modellen (RE). På grund av bland annat de stränga kraven som ställs på inom-observationsanalyser tillämpar många studier dock RE-modeller. Det kan även argumenteras att socialvetenskaper inte endast är intresserade av kausala samband: förhållanden mellan observationer är intressanta även för deskriptiva syften (Best & Wolf 2014, 347, 352–353).

Även för analyser med flera nivåer av aggregering (såsom i analysen på individnivå) är det väsentligt att skilja mellan inom- och mellan-observationseffekter, inte minst eftersom hypoteserna ofta direkt syftar till endera. Eftersom en RE-estimator (som flernivåmodellen bygger på) i själva verket är en blandning av en poolad OLS-regression och en fixa effekter-regression och därmed inte skiljer mellan dessa effekter måste nya variabler konstrueras om syftet är att mäta de skilda effekterna (Best & Wolf 2014, 339). Trots detta är det vanligt att distinktionen ignoreras, vilket kan leda till en form av ekologiskt felslut då de oberoende och beroende variablerna kan variera i nivå av aggregering.

Problemet kvarstår även när de slumpmässiga effekterna i blandade modeller tar mellan-observationsvariation i beaktan för den beroende variabeln  $y$ . Detta beror på att effekterna inte automatiskt redogör för potentiell mellan-variation i den oberoende variabeln  $x$ . Det är därför möjligt att det för fall som har variation mellan observationer i  $x$  finns ett samband mellan en beroende och oberoende variabel som orsakas av en effekt av  $x$  på  $y$  *inom* observationen, men som simultant orsakas av en effekt av  $x$  på  $y$  *mellan* observationer. Detta illustreras i figur 4 på nästa sida. I fallet (a) är inom- och mellan-observationseffekterna av  $x$  på  $y$  likadana, vilket betyder att även en analys som inte beaktar effekterna skilt kommer reflektera det riktiga förhållandet mellan variablerna. I fallen (b), (c) och (d) är inom och mellan-observations-effekterna dock olika för  $x$  på  $y$ . I sådana fall reflekterar en slumpmässig modell en kombination av dessa effekter (vilken effekt som dominerar beror på egenskaperna i data), vilket i värsta fall ger fullständigt oriktiga resultat (van de Pol & Wright 2009, 754–755).

För att konkretisera problemet tillämpas avhandlingens variabler på figuren. I bild (a) är ginikoefficientens ( $x$ ) effekt på valdeltagande ( $y$ ) positiv och signifikant både för den estimerade inom-observationseffekten ( $\beta_w$ ) och mellan-observationseffekten ( $\beta_b$ ). Med andra ord innebär en ökning av ekonomisk ojämlikhet inom en kommun över tid att valdeltagandet för den kommunen ökar, på samma gång som en kommun med större ekonomisk ojämlikhet har högre valdeltagande än en annan kommun som är mera jämlik. Bild (b) och (c) visar dock situationer där det är möjligt att det icke-signifikanta sambandet för endera effekten döljs. Bild (d) illustrerar det intressanta tänkbara utfallet där två signifikanta effekter tar ut varandra och framstår som en icke-signifikant effekt. Ett scenario med ett sådant kontradiktoriskt utfall kan verka osannolikt men är enligt van de Pol & Wright (2009, 754) i själva verket inte ovanligt.



**Figur 4.** Fyra situationer som illustrerar hur inom- och mellan-observationseffekter kan skilja sig inom ett dataset.  $j = 1$  till  $j = 5$  är observationer.  $\beta_w$ -linjerna är predikterade samband baserade på inom-observationseffekter,  $\beta_b$ -linjerna utgör sambandet mellan observationerna.

Källa: van de Pol & Wright 2009, 755

För att i praktiken särskilja inom- och mellanobservationseffekter på individnivå för avhandlingens ginikoefficientvariabel konstrueras av denna två separata variabler. Detta behandlas i detalj i kapitel 5.2.2.

### 4.3 Operationalisering

I detta kapitel presenteras variablerna som används i avhandlingens analyser. Kompletta beskrivningar med definitioner, indikatornummer, omkodning och kommentarer hittas i tabell 15 och 16 i appendix.

#### 4.3.1 Beroende variabel

I avhandlingen begränsas valdeltagande till riksdagsval. På kommunnivå är kommunal- och presidentvalsdata även tillgängliga, men på individnivå finns endast riksdagsvaldata att tillgå. Avgränsningen har därmed gjorts av praktiska skäl.

Den beroende variabeln i analysen på kommunnivå är procenttalet för valdeltagande i riksdagsval, som anger andelen personer som röstat i en kommun av alla röstberättigade enligt officiell statistik. I procenttalet ingår även valdeltagande för finska medborgare som är permanent bosatta utomlands (Sotkanet 2019b). Valdeltagandet är beräknat på det här sättet lägre än för ett procenttal som endast inkluderar finska medborgare bosatta i Finland.<sup>5</sup>

I analysen på individnivå används i FNES självrapporterat röstande som beroende variabel. Värdet är högre än den faktiska statistiken för valdeltagande, vilket eventuellt kan skada studiens validitet. Fenomenet kallas ”overreporting” och beror delvis på att respondenter inte vill medge att de inte röstat och delvis på att urvalet består av medborgare som är mera aktiva än genomsnittet (Borg 2018, 69). Detta är dock ett problem som inte kan korrigeras utan endast beaktas i tolkningen av resultaten.

---

<sup>5</sup> Procenttalet för valdeltagande från den källa som används (sotkanet.fi) är cirka 66,9 procent. I statistikcentralens data är motsvarande siffra cirka 69,2 procent. Skillnaden för hela perioden 1995–2015 är därmed cirka 2,4 procent.

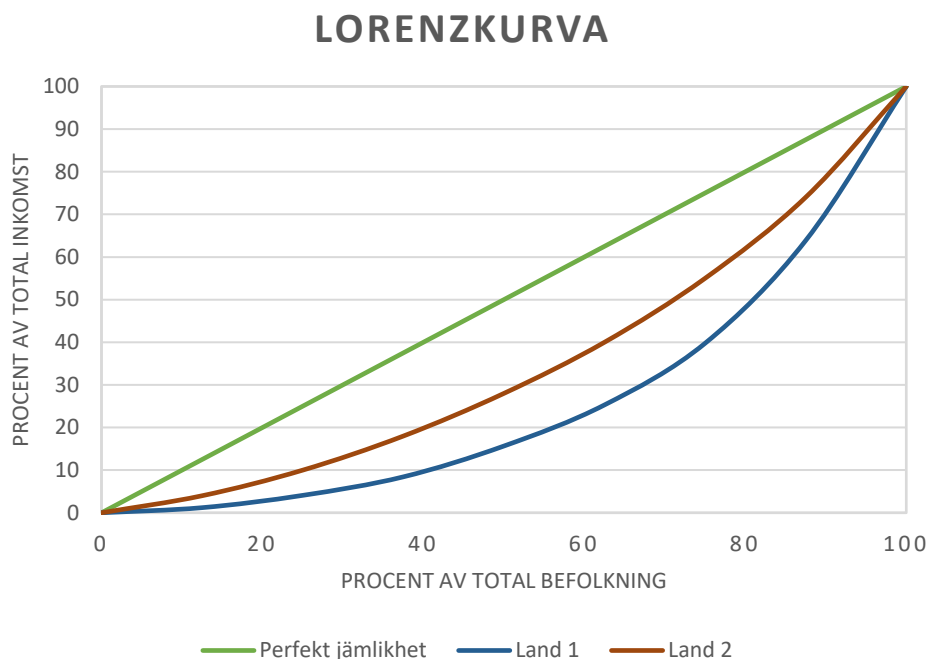
### 4.3.2 Oberoende variabel

Begreppet ekonomisk ojämlikhet operationaliseras som ginikoefficient, som är det typiska måttet på lönespridning uträknad från disponibel inkomst efter skatter och transfereringar. På individnivå skapas två variabler för ginikoefficienten som särskiljer inom- och mellanobservationseffekter för att testa avhandlingens hypoteser. Inom-observationseffekten erhålls genom att medelvärdet för individen subtraheras från de enskilda observationsvärdena, medan mellan-observationseffekten är medelvärdet för individen för respektive år (se kapitel 5.2.2 för detaljer).

Valet att använda ginikoefficient som oberoende variabel motiveras med att måttet överlag är det mest frekvent använda i studier. Måttet är dock inte oproblematiskt, bland annat eftersom det inte beaktar ett samhälles omfördelande effekter, såsom offentligt finansierad välfärd. Ginikoefficienten ignorerar även inkomstnivån i ett land, vilket kan vara missvisande i jämförelser mellan länder eller i situationer där samtliga invånare blir endera fattigare eller rikare (Galte Schermer 2019b). Eftersom välfärden fördelas jämnt inom Finland (mellan kommuner) är kritiken dock endast aktuell för internationella jämförande studier,

Ginikoefficienten antar ett värde mellan noll och ett, där ett högt värde innebär större ekonomisk ojämlikhet (Galte Schermer 2019b). Kvoten härleds ur Lorenzkurvan, som illustreras i figur 5 på nästa sida. Grafen uttrycker förhållandet mellan procent av total befolkning och procent av total inkomst och illustrerar därmed spridningen av ett lands totala inkomster över befolkningen. Ett fiktivt land där alla medborgare har en lika stor lön innebär perfekt ekonomisk jämlikhet såsom den gröna linjen i figuren. Perfekt ojämlikhet innebär att en enda medborgare tjänar hela inkomsten i ett land. I verkligheten placerar sig länder någonstans mellan dessa poler. I grafen har land ett en mera ojämlik inkomstdistribution än land två.

Ett alternativt mått på ekonomisk ojämlikhet är exempelvis Theil-index (ex. Lister 2007), som är mera känsligt för skillnader i övre inkomstgrupperna. Även inkomstfördelning i lönepercentiler används (ex. Jaime Castillo 2010). Studiens validitet kunde höjas genom att utföra analyser med olika mått på ekonomisk ojämlikhet. Tyvärr finns inte utrymme för detta i avhandlingen.



**Figur 5.** Lorenzkurva, baserad på fiktiva data. Egen figur

### 4.3.3 Kontrollvariabler

Eftersom valdeltagandebeteende är ett mycket mångfacetterat fenomen är det inte möjligt att kontrollera för alla potentiellt hämmande eller mobiliserande faktorer i syfte att isolera en kausal effekt av ekonomisk ojämlikhet på valdeltagande. Studien fokuserar på att inkludera kontrollvariabler som mäter kommuners/individens socioekonomiska position och exkluderar bland annat åsichtsrelaterade samt institutionella faktorer. Variablerna har valts baserat på tidigare forskning på området (kapitel 3), på etablerade teorier gällande valdeltagande (kapitel 2.2) och på faktorer specifika för det finska fallet såsom presenterat av Grönlund & Wass (2016), Borg (2018) och Martikainen, Martikainen & Wass (2005).

Kontrollvariabler som inkluderas i analysen på kommunnivå är bostadshushållens genomsnittliga inkomster, ett mått på utbildningsnivå, arbetslöshetsgraden i kommunen, kommunens allmänna fattigdomsrisk, andelen av befolkningen som är över 65 år, kommunens befolkningsstorlek och andel personer i kommunen med annat modersmål än finska, svenska eller samiska. Analyser med fixa effekter måste exkludera variabler som är konstanta över tid inom enheterna (Best & Wolf 2014, 347), vilket eliminerar möjligheten att kontrollera för exempelvis andelen svenskspråkiga i en kommun. För analysen på individnivå har, i mån av

möjlighet, samma variabler tagits med som på kommunnivå. Dessa är: respondentens inkomst, utbildning, arbetslöshet, relativ fattigdom, ålder, kvadrerad ålder (för att uppskatta eventuell icke-linjärt samband), bor i urbant område och annat modersmål än finska, svenska eller samiska. Syftet är att inkludera motsvarande kontrollvariabler på kommun- och individnivå. På individnivå finns dock inget mått som direkt motsvarar variabeln fattigdomsrisk på kommunnivå. Därför har en variabel som ämnar mäta samma fenomen skapats, kallad relativ fattigdom. Måttet är inspirerat från Jensen & Jespersens (2017) teknik som beaktar respondentens inkomstgrupp relativ till kommunens inkomstnivå (se specifikation i tabell 16 i appendix). Den andra variabeln som inte har direkt motsvarighet är befolkningsstorlek. Eftersom målet med variabeln är att kontrollera för att en tätbefolkad miljö påverkar valbeteendet har detta åtgärdats med att inkludera en dummy som beskriver om respondenten är bosatt i ett urbant område (i ett stadscentrum eller i en stads förort).

I allmänhet förväntas att en kommun med stort invånarantal, hög utbildningsnivå och hög inkomstnivå inverkar positivt på valdeltagande (Grönlund & Wass 2016, 184, 186; Martikainen, Martikainen & Wass 2005, 646; Borg 2018, 78–79). I Finland finns det dock inte ett entydigt mönster gällande kommunstorlek och valdeltagande; små kommuner kan i vissa fall ha mera engagemang (Borg 2018, 73). En äldre befolkning kopplas i allmänhet till ett högre valdeltagande. Trenden når sin höjdpunkt när väljaren har en ålder på cirka 75 år, varefter valdeltagandet avtar (Borg 2018, 75). Vidare förväntas hög arbetslöshet och hög risk för fattigdom i en kommun ha en negativ effekt på valdeltagande (Brady, Verba & Schlozman 1995, 280; Geys & Heyndels 2006, 382; Cancela & Geys 2016, 267). Detta överensstämmer med ett resursperspektiv på valdeltagande. Arbetslöshet och fattigdom kan dock ha motsatt effekt, baserat på konfliktteorin (Smets & van Ham 2013, 350). En annan etablerad effekt i Finland är språkets betydelse för väljarens användning av rösträtt. Svenskspråkiga väljare är betydligt aktivare än väljare med finska eller samiska som modersmål. Väljare som inte tillhör nämnda grupper röstar i mindre utsträckning (Borg 2018, 78–79).



## 4.4 Deskriptiv statistik

### 4.4.1 Kommunnivå

Tabell 4 presenterar deskriptiv statistik för variablerna på kommunnivå. Data innefattar 311 kommuner för perioden 1995–2015. Eftersom valåren under denna period är sex till antalet (1995, 1999, 2003, 2007, 2011 och 2015) är panelvariabeln naturligt obalanserad på grund av luckorna mellan åren. Det kompletta antalet observationer för valåren är 1866, varav tre exkluderats eftersom data för variabeln som mäter fattigdomsrisk fattas för Sottunga för åren 1995, 2003 och 2011. Antalet observationer summerar därmed till 1863. Siffror för arbetslöshetsgraden fattas i THL:s databas Sotkanet för kommunerna Föglö, Geta, Kumlinge, Kökar, Lumparland, Sottunga och Vårdö. Dessa data infogas från Statistikcentralen.

Den deskriptiva statistiken uppvisar inga oväntade egenskaper. Som tidigare nämnt (kapitel 4.3.1) kan valdeltagande uträknas på olika sätt. I medelvärdet 66,87 ingår valdeltagande för finska medborgare som är permanent bosatta utomlands, vilket sänker procenten jämfört med annan officiell statistik.

**Tabell 4.** Deskriptiv statistik för variabler på kommunnivå, 1995–2015

Variabel	Medel- värde	Standard- avvikelse	Min.	Max.
Valdeltagande (%)	66,87	6,41	36,60	86,00
Ginikoefficient	24,29	3,09	15,90	46,90
Inkomstnivå (euro)	34 754,10	6373,49	24 230,00	98 192,00
Utbildningsnivå (år)	2,50	0,55	1,28	5,77
Arbetslöshetsgrad (%)	12,51	5,65	0	31,90
Fattigdomsrisk (%)	13,89	4,75	3,40	29,90
Andel över 65 år (%)	20,19	5,64	5,20	41,60
Befolkningsstorlek	17 013,72	42 845,09	99,00	628 208,00
Annat modersmål än svenska/finska/samiska (per tusen invånare)	13,91	15,59	0	154,20

Anm. Antal kommuner: 311, antal observationer: 1863

En första överblick av hur variablerna förväntas påverka valdeltagande presenteras i tabell 5 på nästa sida, där medeltalet för samtliga variabler listas uppdelade i kommuner med högt respektive lågt valdeltagande. Tabellen illustrerar även utvecklingen för variablerna över tid: inga variabler är konstanta, vilket är ett krav för att en fixa effekter-analys ska kunna

genomföras. Av tabellen framgår att kommuner med högt valdeltagande hade lägre ginikoefficient än de med lågt valdeltagande för åren 1995, 1999 och 2007 men inte för åren 2003, 2011 och 2015. Detta tyder på ett slumpmässigt mönster eftersom hälften av de observerade åren uppvisar ett förhållande som är oförenlig med hypotesen. Variabeln inkomst (här inte logaritmerad) följer förväntningen: kommuner med högre inkomstnivåer har högre valdeltagandeprocent, konsekvent för alla år. Det samma gäller utbildning, där kommuner med högre utbildningsnivå även har högre valdeltagande. Ett undantag är år 1999, där ingen skillnad mellan kommuner uppmätts. Effekten av arbetslöshet på valdeltagande är omstridd, men demonstrerat på det här sättet framkommer att kommuner med låg arbetslöshetsgrad har högre valdeltagande med god marginal för alla år.

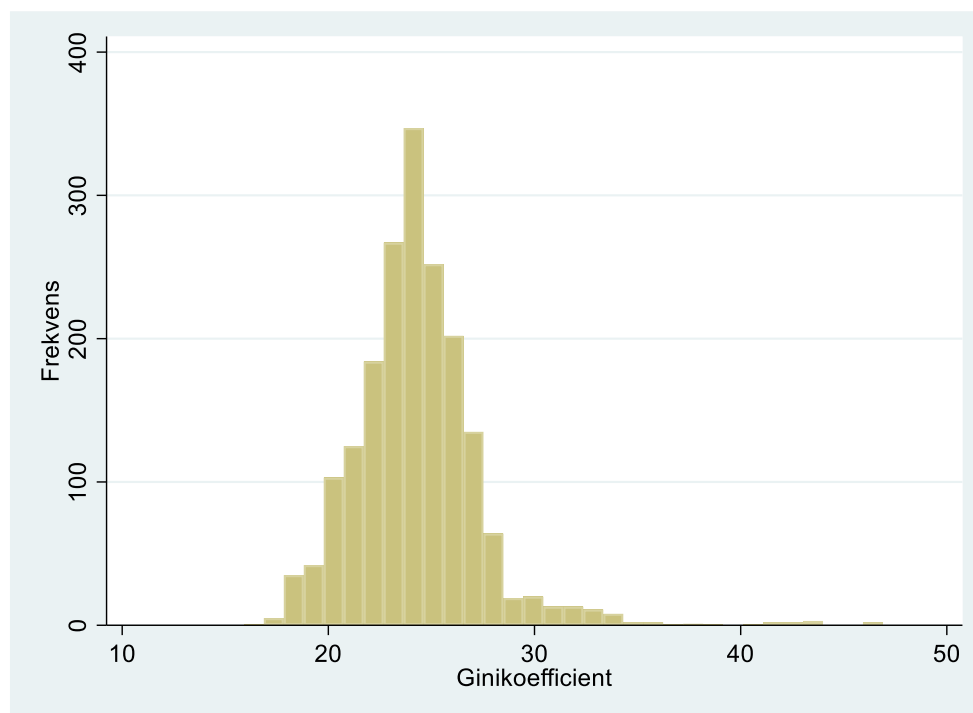
**Tabell 5.** Deskriptiv statistik indelat i kommuner med högt och lågt valdeltagande

År	Valdel tagande	Gini koeff.	Inkomst nivå	Utbild ning	Arbets löshet	Fattigd omsr.	Över 65	Befolk. storlek	Annat mod.
1995	Hög	20,68	29228,08	2,10	18,07	8,88	16,49	16 945,50	5,14
	Låg	21,41	28359,13	2,02	19,12	9,80	17,03	15 978,08	5,88
1999	Hög	23,87	32106,27	2,22	13,76	13,00	18,03	13 127,83	5,87
	Låg	24,24	31050,72	2,24	14,91	13,34	17,54	19 888,99	7,97
2003	Hög	24,62	34882,35	2,49	10,66	13,71	18,17	18 152,07	9,07
	Låg	24,53	32403,35	2,30	12,86	15,68	19,86	15 220,10	9,53
2007	Hög	26,47	39156,04	2,70	7,51	15,49	19,42	19 701,12	13,75
	Låg	26,60	35971,76	2,47	9,92	18,46	21,00	14 039,72	14,39
2011	Hög	25,60	40277,64	2,94	8,36	14,21	20,81	23 394,47	21,82
	Låg	25,02	36277,36	2,56	10,52	17,78	23,89	9370,82	18,76
2015	Hög	24,40	39796,04	3,10	11,71	12,58	23,72	21 979,42	26,01
	Låg	23,98	36089,85	2,78	13,70	14,94	27,38	12 417,06	28,51

Anm. Antal kommuner: 311. Antal observationer: 1863. Kategorierna ”hög” och ”låg” baserat på medeltalen för valdeltagande uträknat skilt för varje år. Exempel för år 1995: hög  $\geq 71,78$ , låg  $< 71,78$ . Medeltalen för alla år är: 1995: 71,78%, 1999: 69,01%, 2003: 65,97%, 2007: 64,08%, 2011: 65,19%, 2015: 65,19%

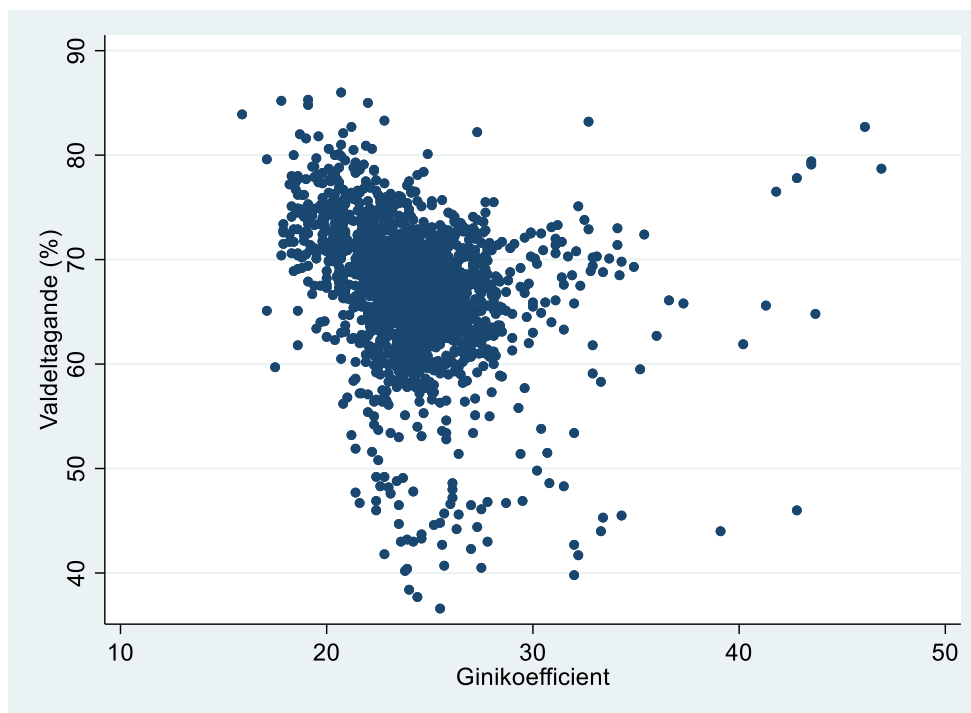
Variabeln som mäter kommunernas fattigdomsrisk uppvisar samma egenskaper. Effekten av åldersfördelningen bland kommuners invånare är en av de mest etablerade när det kommer till valdeltagande, här mätt som andelen av befolkningen över 65 år. Antagandet är att en kommun med hög andel av befolkningen som är över 65 år har ett högre valdeltagande. Av tabellen framgår dock att förhållandet är det motsatta för alla år utom 1999. Detta kan bero på att deltagandet når en höjd för väljare som är cirka 70–75 år gamla, varefter deltagandet avtar (Borg 2018, 75). Detta kontrolleras dock för i analyserna på individnivå genom att inkludera åldersvariabeln kvadrerad. Variabeln som mäter befolkningsstorlek visar inget samband med

valdeltagandenivån, vilket är förväntat från tidigare forskning. Kommuner med stor andel befolkning med annat modersmål än svenska, finska eller samiska borde enligt tidigare forskning ha lägre valdeltagande än andra kommuner. Detta stämmer för alla år utom 2011. Sammanfattningsvis uppträder data enligt förväntningarna från tidigare forskning med undantag för variabeln som beskriver åldersstruktur.



**Figur 6.** Spridning i ginikoefficient på kommunnivå, 1995–2015

Ett krav för utförandet av studiens analyser är att det finns spridning i den oberoende variabeln av intresse. Av figur 6 kan läsas att detta krav håller: det finns en klar spridning i ginikoefficienten mellan kommunerna i Finland där några kommuner med hög ginikoefficient uppvisar avvikande värden från resten. Före en analys med paneldata utförs bör det därutöver utredas om det finns tillräckligt med inom-variation i förklaringsvariablerna för utfallsvariabeln (Best & Wolf 2014, 346). Detta undersöks i figur 7 på nästa sida, där det framkommer att ginikoefficienten varierar stort för valdeltagandet.



**Figur 7.** Variation i ginikoefficient för valdeltagande på kommunnivå

#### 4.4.2 Individnivå

Surveydata som används på individnivå består av 5071 observationer för perioden 2003–2015 (se diskussion om bortfall i kapitel 4.1). Valåren under denna period är fyra till antalet (2003, 2007, 2011 och 2015) vilket gör att panelvariabeln igen är naturligt obalanserad. Gini-koefficienten är hämtad från THL:s databas sotkanet.fi.

Av tabell 6 på nästa sida framgår, som tidigare diskuterat, att det självrapporterade röstandet är högre än det faktiska valdeltagandet. En annan egenskap som kan framhållas är att arbetslösheten mätt på detta sätt är högre än enligt den officiella statistiken. THL:s statistik visar att medeltalet för arbetslöshetsgraden åren 2003, 2007, 2011 och 2015 är 10,65 procent, jämfört med 15,05 procent som anges nedan.

**Tabell 6.** Deskriptiv statistik för variabler på individnivå, 2003–2015

Variabel	Medel- värde	Standard- avvikelse	Min.	Max.
Röstade i senaste val	0,83	0,37	0	1
Ginikoefficient	27,26	3,78	20,6	46,9
Gini, inom-obs. effekt (differens)	-0,06	1,01	-3,85	4,87
Gini, mellan-obs. effekt (medelvärde)	27,32	3,60	20,6	44,63
Inkomstgrupp	5,23	3,32	1	10
Utbildningsnivå	4,08	1,82	1	7
Arbetslös	15,05%	0,36	0	1
Relativ fattigdom	0,01	2,90	-7,58	8,54
Ålder	49,35	18,35	18	97
Bor i urbant område	70,44%	0,46	0	1
Annat modersmål än svenska/finska/samiska	0,8%	0,09	0	1

Anm. Antal observationer: 5071

I tabell 7 har statistiken delats upp enligt valår, där medelvärden för respondenter som röstat rapporteras skilt från de som inte röstat. Av kolumnen för ginikoefficienten framgår att individer som har röstat bor i kommuner med högre ginikoefficient än de som inte röstat, vilket är oväntat eftersom det tyder på ett positivt samband mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande. Detta mönster gäller alla fyra år.

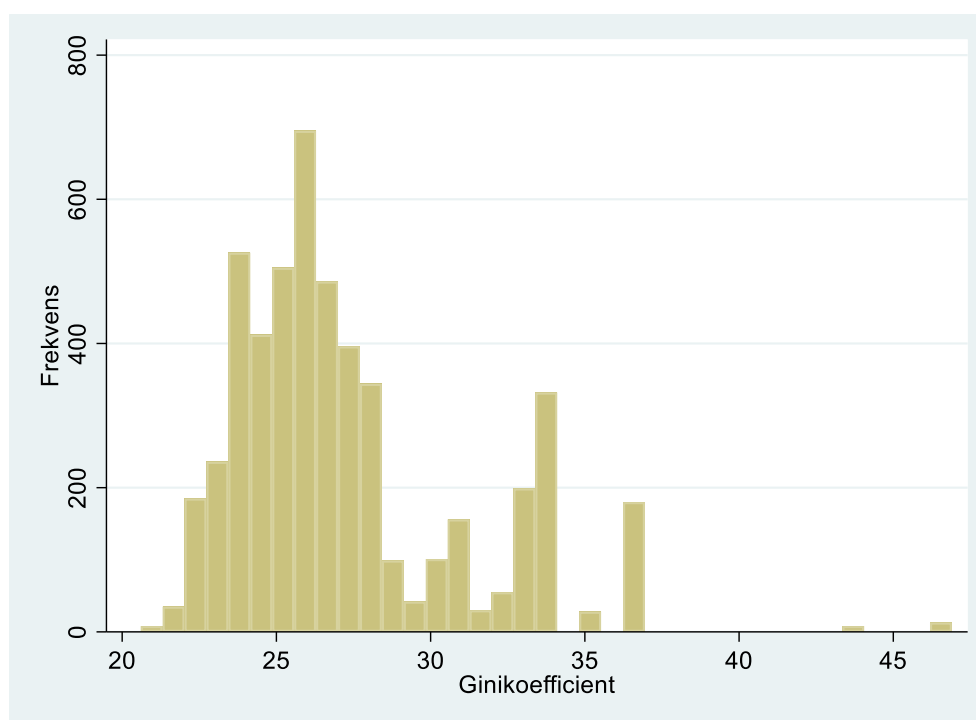
**Tabell 7.** Deskriptiv statistik på individnivå, indelat i om respondenten röstat i senaste val

År	Röst ade	Gini koeff.	In komst	Utbild ning	Arbetsl ös	Relativ fattig dom	Ålder	Urbant område	Annat mod. mål
2003	Ja	26,85	5,02	3,68	0,15	0,14	48,10	0,71	0,04
	Nej	25,91	3,72	3,11	0,26	-0,59	41,10	0,65	0,02
2007	Ja	29,09	6,00	4,27	0,11	0,13	51,10	0,70	0,02
	Nej	27,76	4,68	3,51	0,22	-0,69	39,66	0,66	0,03
2011	Ja	27,65	6,21	4,39	0,12	0,15	51,48	0,68	0,00
	Nej	26,67	4,59	3,63	0,23	-0,89	41,64	0,67	0,00
2015	Ja	26,28	4,81	4,41	0,14	0,27	52,86	0,75	0,01
	Nej	25,96	3,46	3,61	0,27	-1,13	40,97	0,71	0,04

Anm. Antal observationer: 5071. Indelningen baserad på om respondenten röstat i valet för respektive år (andel som röstade år 2003: 81,02%, 2007: 84,24% 2011: 87,22% 2015: 81,94%)

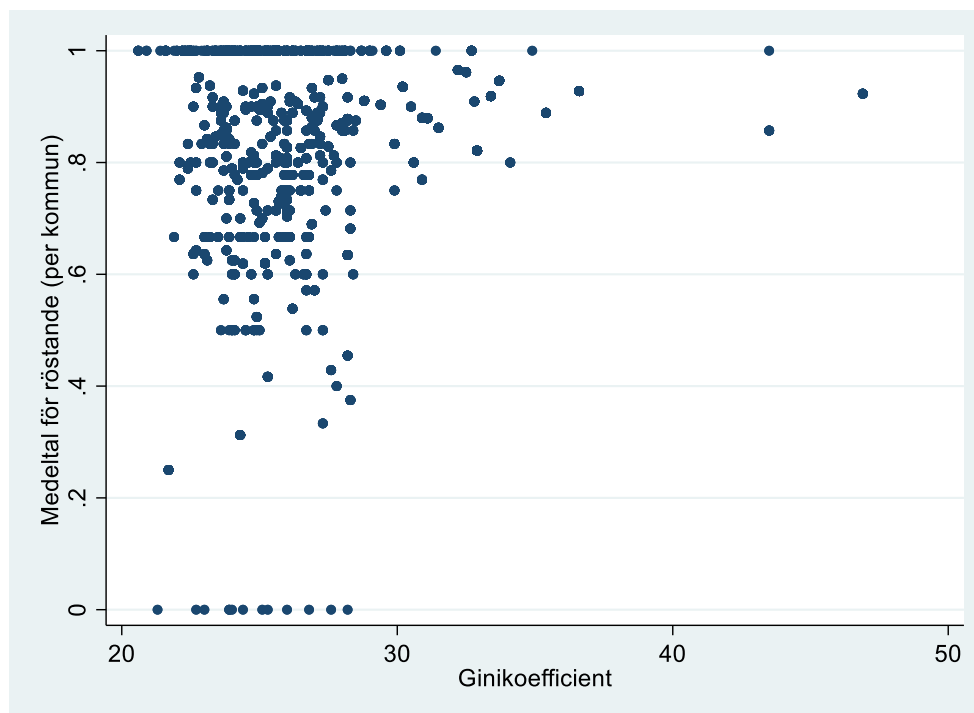
För övrigt uppträder variablerna enligt förväntningar, där tydliga skillnader i inkomst, utbildning och ålder uppträder mellan de som röstat och inte röstat. Vad gäller arbetslöshet och relativ fattigdom finns även här en stor skillnad, där arbetslösa och relativt fattiga röstar i

mycket mindre utsträckning. Samma mönster framträder för de som inte bor i urbana områden, även om skillnaden är mindre. Väljare med annat modersmål än finska, svenska eller samiska röstar däremot enligt detta mått inte i större eller mindre utsträckning, vilket är oväntat. Statistiken kan förklaras med att variabeln antagligen inte berättar hela sanningen då effekten samvarierar med om respondenten bor i ett tätbefolkat område.



**Figur 8.** Spridning i ginikoefficient på individnivå, 2003–2015

I figur 8 illustreras spridningen i ginikoefficienten på individnivå. Avvikande värden kan igen konstateras, vilket behandlas skilt i analyserna i kapitel 6. I figur 9 på nästa sida framkommer att tillräcklig inom-variation i förklaringsvariablerna för utfallsvariabeln hittas även på individnivå. Y-axeln anger medeltalet för det självrapporterade röstandet i respondentens kommun, vilket resulterar i att de flesta kommuner placerar sig någonstans mellan värdena 0 och 1. I vissa kommuner röstade dock alla medan det i andra kommuner inte röstades alls.



**Figur 9.** Variation i ginikoefficient för röstande på individnivå

## 5 Analysmetod

I detta kapitel utförs statistiska tester för att motivera valet av regressionsmodellernas ekonometriska specifikationer, som presenteras i kapitlets andra del.

### 5.1 Ekonometriska specifikationer

#### 5.1.1 Hausman-test

För att avgöra om en FE- eller RE-modell är mera lämplig för analysen på kommunnivå utförs ett Hausman-test. Även om avhandlingens syfte är att åtskilja inom- och mellan-observations-effekter och en slumpmässig effekt-analys inte är optimal för detta ändamål berättar testet ändå om egenskaper i data. Resultatet presenteras i tabell 8 och visar att sambandet är signifikant: nollhypotesen kan därmed förkastas och en modell med fixa effekter bör användas.

**Tabell 8.** Hausman-test för analys på kommunnivå

$\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$	212,41
Prob> $\chi^2$	0,0000

Anm.  $H_0$ : skillnaden mellan koefficienterna är inte systematisk

### 5.1.2 Variansinlationsfaktor

Till näst utförs ett variansinlationsfaktortest (VIF, eng. variance inflation factor) för att utreda potentiell multikollinearitet mellan variablerna (som behandlat i kapitel 4.2.1). Som konstaterat är en lägre grad av multikollinearitet att föredra även om det inte finns ett absolut värde som avgör när eller om fenomenet är ett problem för en studie. Även om en övre gräns för VIF-värdet kan anses arbiträr väljs ofta siffran 10 (Wooldridge 2016, 84–85). Resultatet för variablerna på kommunnivå illustreras i tabell 9.<sup>6</sup> Av tabellen framgår att VIF för ginikoefficienten knappt överskrider gränsvärdet. Medelvärdet för alla variabler är 7,35. Ett högt VIF betyder dock inte att standardavvikelsen är för stor för att vara av nytta; detta beror även på feltermsvariansen (för populationen) och den totala variansen i samplet (Wooldridge 2016, 84–85). Kontrollvariabler med högre VIF än 10 har därför inte exkluderats. På individnivå är testet mycket svårare att utföra på grund av flernivåegenskapen i modellen: detta har därför lämnats bort.

**Tabell 9.** VIF-test på kommunnivå

Variabel	VIF	1/VIF
Ginikoefficient	10,99	0,091
VIF-medelvärde	7,35	

### 5.1.3 Heteroskedasticitet

Ett krav för estimering med OLS är att feltermsvariansen är lika stor för alla kombinationer av värden på de oberoende variablerna; det vill säga att data är homoskedastiskt (Gujarati & Porter 2009, 64–65). Ett test som avgör detta är Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testet, där nollhypotesen innebär att termerna är homoskedastiska.

<sup>6</sup> VIF kan endast användas efter STATA-kommandot ”regress”. Eftersom analysen använder ”xtreg” har VIF uträknats med regress på motsvarande fixa effekter-formel.



**Tabell 10.** Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test för heteroskedasticitet

Variabler: Anpassade värden för valdeltagande	
chi2(1)	171,08
Prob > chi2	0,0000

Anm.  $H_0$ : Variansen är konstant

Tabell 10 presenterar resultatet för testet på kommunnivå.<sup>7</sup> Eftersom chi-square är mindre än 0,05 kan nollhypotesen om konstant varians förkastas på 5-procentsnivån. Data uppvisar därmed heteroskedasticitet, vilket kan åtgärdas genom att robusta standardfel används. Ett heteroskedasticitetstest på individnivå är mycket svårare att utföra eftersom analysen är en logit-modell som uttrycker sannolikhet för att rösta och därmed inte är direkt möjlig att testa. I analysen på individnivå inkluderas därför resultat både med och utan klusterrobusta standardfel.

#### 5.1.4 Inomklasskorrelation

Analysen på individnivå innehåller observationer från olika nivåer, vilket gör att en flernivåanalys kan anses lämplig. Eftersom individerna är klustrade inom kommuner som i sin tur är klustrade inom valår kommer individer inom samma kommuner med stor sannolikhet vara mera lika än individer från olika kommuner. Vid en ”vanlig” OLS-regression kommer denna klustereffekt att ignoreras och orsaka att antagandet om oberoende standardfel för observationerna inte gäller. Detta kan leda till att den oberoende variabelns effekt på valdeltagande underskattas (Solt 2010, 293). Åsikterna gällande vilken modell som är mest lämplig går dock isär. Resultat från estimat för inomklasskorrelationen (ICC, eng. intraclass correlation) kan motivera användningen av en modell som beaktar flera nivåer. Resultatet presenteras i tabell 11.

**Tabell 11.** Inomklasskorrelationstest (residual intraclass correlation)

Nivå	ICC	Standardfel	[95% Konfidensintervall]	
År	1,04e-34	2,00e-32	1,5e-198	1
Kommun År	0,066	0,008	0,051	0,083

<sup>7</sup> Testet har dock utförts på en regression utan fixa effekter eftersom testets kommando inte tillåts i STATA efter kommandot xtreg.

Inomklasskorrelationen för ”kommunår” är 0,066, vilket betyder att cirka 6,6 procent av variationen i variabeln som beskriver om respondenten röstat i senaste val förekommer mellan kommunerna. Ett annat sätt att se det är att korrelationen för observationerna inom samma år är cirka 6,6 procent. Inomklasskorrelationen för årsvariabeln är dock endast  $1,04 \times 10^{-34}$ , vilket är en försvinnande liten siffra. Detta tolkas som att variationen i variabeln som uttrycker röstande som förekommer mellan åren är obetydlig; en logisk följd av att data är ett representativt sampel från populationen för varje surveyår. Med hänvisning till flernivåegenskaperna i data och variationen i kommunår anses en flernivåmodell för analysen på individnivå ändå motiverad.

## 5.2 Regressionsmodeller

### 5.2.1 Kommunnivå

För att undersöka sambandet på kommundivå används specifikationerna (4) till (6), som är baserade på Cameron och Trivedis modeller (2009, 231–232, 244, 251, 254). Termen  $i$  står för de olika observationerna (kommunerna),  $t$  markerar tidsaspekten. Kompletta beskrivningar av termerna finns i fotnot.<sup>8</sup>

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (g_{it} - \bar{g}_i) \beta_{w1} + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (5)$$

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{x}'_i \beta + \bar{g}_i \beta_{b1} + (\alpha_i - \alpha + \bar{\varepsilon}_i) \quad (6)$$

Modell (4) är en fixa effekter-modell som fungerar som hänvisning för (5) och (6). Modell (5) är en estimator som mäter effekten inom kommuner (FE) och modell (6) är en estimator som mäter effekten mellan kommuner (BE). För paneldata måste OLS-standardfel korrigeras för kluster för att undvika att heteroskedasticitet snedvrider resultatet (Cameron & Trivedi 2009,

---

<sup>8</sup> Termerna definieras som:

$y$ : beroende variabel

$x$ : oberoende variabler/kontrollvariabler

$g$ : variabel för ginikoefficient

$\beta$ : parameter för oberoende variabler/kontrollvariabler

$\beta_{w1}$ : inom-observationsparameter på kommundivå

$\beta_{b1}$ : mellan-observationsparameter på kommundivå

$\alpha$ : intercept

$\alpha_i$ : kommunspezifika effekter<sup>8</sup> (observerade effekter som är konstanta över tid inom kommunerna)

$\varepsilon$ : felterm.

150, 244). Följaktligen tillämpas klusterrobusta standardfel för modell (5). Modell (6) tillämpar normala standardfel eftersom inga kluster kan korrigeras för i tvärsnittsdata. Alla oberoende variabler och kontrollvariabler anges som  $x'$  i modell (4), medan den specifika oberoende variabeln ginikoefficient anges som  $g$  och kontrollvariablerna som  $x'$  i specifikation (5) och (6).

Modell (4) bygger på en poolad OLS-regression där feltermen är splittrad i två komponenter:  $\alpha_i$  och  $\varepsilon_{it}$ . Den förstnämnda består av kommunspecifika egenskaper som ofta är oobserverbara (ex. mentalitet och naturförhållanden) och som vanligen är relaterade till kovariaterna.  $\alpha_i$  står därmed för oobserverade effekter som fångar upp tidskonstant individuell heterogenitet. Den andra komponenten  $\varepsilon_{it}$  är en idiosynkratisk felterm (det vill säga en observationsspecifik slumpmässig felterm med medelvärdet noll) som varierar mellan kommuner och över tid. Modellen innehåller inte ett intercept som i vanliga regressionsmodeller på grund av kollinearitet med det kommunspecifika interceptet  $\alpha_i$ . I praktiken använder en FE-estimering poolade OLS-data som genomgår en "inom-transformering", där variation inom kommuner över tid extraheras så att variation mellan kommuner utesluts. Detta resulterar i modell (5), där  $\alpha_i$  faller bort till följd av subtraktion. Kort sagt uträknas longitudinella medelvärden för kommunerna, för vilka en poolad OLS-regression tillämpas (Best & Wolf 2014, 328–329). Vad gäller modell (6) uträknas tvärsnittsmedelvärden för variationen i paneldata, på vilka en OLS-regression tillämpas. Modellen kräver att feltermen ( $\alpha_i - \alpha + \bar{\varepsilon}_i$ ) inte korrelerar med  $\bar{g}_i$  och  $\bar{x}'_i$ , det vill säga med regressionens oberoende variabler och kontrollvariabler (Cameron & Trivedi 2005, 254). Inom-observationsparametern som estimeras ges därmed av  $\beta_{w1}$  i specifikation (5), medan mellan-observationsparametern ges av  $\beta_{b1}$  i specifikation (6).

### 5.2.2 Individnivå

På individnivå används modellerna (7) till (9) som specificeras på nästa sida, baserade på van de Pol och Wright (2009, 755–756) och Gujarati och Porter (2009, 553–554). Modellerna tillämpas både med och utan klusterrobusta standardfel. Analysen är en logistisk regression eftersom utfallet (inte deltagit i val = 0, deltagit i val = 1) är binärt och anger sannolikheten för att rösta, vilket uttrycks i specifikation (8). Modell (9) definierar  $z_{ijt}$  i modell (8) och skiljer mellan inom- och mellan-observationseffekter i samma modell. Modellen är baserad på en normal random effects-modell (RE) såsom i specifikation (7), vilken endast anges som referens.

Termerna definieras som  $i$ : observation (för individ),  $j$ : kommun,  $t$ : år (komplett information i fotnot).<sup>9</sup> Alla oberoende variabler och kontrollvariabler anges som  $x'$  i modell (7), medan den specifika oberoende variabeln ginikoefficient anges som  $g$  och kontrollvariablerna som  $x'$  i specifikation (9).

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 x'_{ijt} + u_i + u_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

$$p_{ijt} = \frac{1}{1 + e^{z_{ijt}}} \quad (8)$$

$$z_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 x'_{ijt} + \beta_{w2}(g_{ijt} - \bar{g}_{jt}) + \beta_{b2}\bar{g}_{jt} + u_i + u_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

Feltermen delas upp i de slumpmässiga intercepten  $u_i$ ,  $u_{ij}$  och feltermen  $\varepsilon_{ijt}$ , som antas vara dragna från ett sampel med normal distribution och med värdet noll för medelvärdet, mellan-observations- och inom-observationsvariansen. Från modell (7) erhålls modell (9) genom inom- och mellan-observationscentrering (eng. within- and between-subject centering) (van de Pol & Wright 2009, 755). Termen för den beroende variabeln ersätts med  $z$  (från  $y$ ) i och med transformeringen av modellen till en logistisk regression genom modell (8) (Gujarati & Porter 2009, 553–554). Inom-observationscentreringen sker så att medelvärdet för individen (för varje år) subtraheras från de enskilda observationsvärdena, vilket resulterar i termen  $(g_{ijt} - \bar{g}_{jt})$  med motsvarande parameter  $\beta_{w2}$ . Detta innebär att all mellan-observationsvariation har exkluderats från den nya oberoende variabeln som uttrycker en fix effekt i inom-variationskomponenten. Den andra fixa oberoende variabeln av intresse uttrycks som  $\bar{g}_{jt}$ , med motsvarande parameter  $\beta_{b2}$ . Denna komponent beskriver därmed endast mellan-observationsvariationen, och är helt enkelt individernas medelvärde för varje år. När båda komponenterna inkluderas i modell (9) är det möjligt att testa om inom-observationseffekten och mellan-observationseffekten i sig själva är signifikanta (van de Pol & Wright 2009, 755–756).

---

<sup>9</sup> Termerna definieras som:

$p$ : Sannolikhet

$y$ : beroende variabel

$z$ : beroende variabel

$x$ : oberoende variabel

$g$ : variabel för ginikoefficient

$\beta_0$ : intercept (konstant)

$\beta_1$ : parameter för oberoende variabler/kontrollvariabler

$\beta_{w2}$ : inom-observationsparameter på individnivå

$\beta_{b2}$ : mellan-observationsparameter på individnivå

$u_i$ : slumpmässigt intercept

$u_{ij}$ : slumpmässigt intercept

$\varepsilon_{ijt}$ : felterm.

## 6 Analys och resultat

### 6.1 Analys på kommunnivå

Resultatet från den första analysen presenteras i tabell 12. Modell (1) rapporterar inom-observationseffekter i en fixa effekter-analys (FE)<sup>10</sup> och modell (2) mellan-observationseffekter i en mellan-observationsanalys (BE)<sup>11</sup>. Klusterrobusta standardfel tillämpas på modell (1) medan normala standardfel används för modell (2) (eftersom det inte finns kluster att tillämpa robusta standardfel på då endast tvärsnittsaspekten av data används).

**Tabell 12.** Valdeltagandets bestämningsfaktorer på kommunnivå (%)

	(1) FE	(2) BE
Ginikoefficient	-0,048 (0,093)	-1,133*** (0,230)
Inkomstnivå (logaritmerad)	-6,109 (4,122)	34,440*** (7,473)
Utbildningsnivå (år)	9,273*** (1,590)	7,084*** (1,490)
Arbetslöshetsgrad (%)	0,185*** (0,050)	-0,196* (0,103)
Fattigdomsrisk	-0,116** (0,058)	0,879*** (0,190)
Andel av befolkningen över 65 år (%)	0,498*** (0,093)	0,680*** (0,125)
Befolkningsstorlek (logaritmerad)	10,710*** (2,265)	2,061*** (0,427)
Andel med annat modersmål än finska/svenska/samiska	-0,012 (0,015)	-0,151*** (0,031)
År	-0,709*** (0,113)	-0,270 (2,553)
Konstant	1,425*** (211,900)	219,700 (5,124)
Observationer	1863	1863
R <sup>2</sup>	0,619	0,297
Antal kommuner	311	311

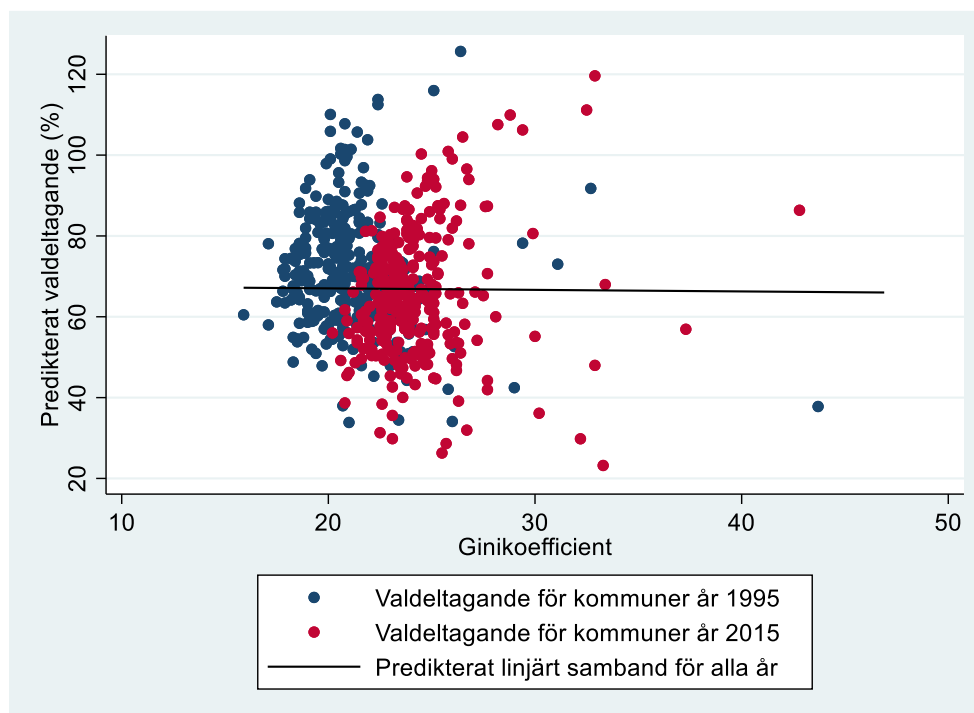
Anm. Standardfel inom parentes (klusterrobusta standardfel för modell (1)). Utfallsvariabeln är valdeltagandet i en kommun som procent. Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå. R<sup>2</sup> för modell (1) är inom-R<sup>2</sup>, för modell (2) mellan- R<sup>2</sup>. Modell (1) estimerar inom-observationseffekter, (FE). Modell (2) estimerar mellan-observationseffekter (BE).

<sup>10</sup> Specifikation (5), s. 52.

<sup>11</sup> Specifikation (6), s. 52.

För att uppskatta hur väl modellen förklarar variationen i den beroende variabeln används förklaringsgraden  $R^2$ . För modell (1) rapporteras inom-förklaringsgraden eftersom det är valdeltagandevariationen inom kommunerna som ämnas förklaras med de tidsvarierande förklaringsvariablerna. Av tabellen framgår att  $R^2$  för modell (1) är relativt hög: andelen av variationen i valdeltagande som kan förklaras av de oberoende variablerna (över tid) är 61,9 procent. De resterande 38,1 procenten kan förklaras av andra tidsvarierande variabler, exempelvis faktorer relaterade till specifika valarrangemang. Det strikta kravet på exogenitet kräver dock att dessa faktorer inte är korrelerade med ginikoefficienten. För modell (2) rapporteras mellan-förklaringsgraden, som inte är lika hög: andelen av variationen i valdeltagande som kan förklaras av de oberoende variablerna är 29,7 procent.

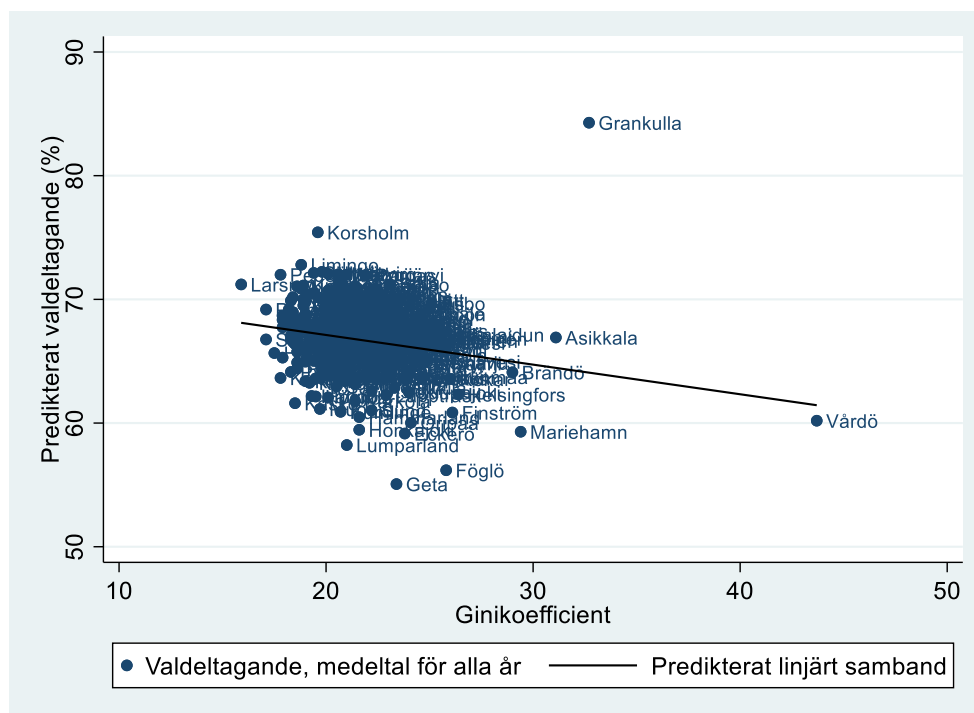
Ginikoefficientens effekt på valdeltagande skiljer sig mellan modellerna men är konsekvent negativ, som förväntat. I modell (1), som mäter sambandet inom kommuner över tid, är effekten dock icke-signifikant. Effekten illustreras i figur 10, som visar det predikterade valdeltagande för de enskilda kommunerna för år 1995 och 2015 samt ett predikterat linjärt samband för alla år. För att undvika att grafen blir svårläst har resultaten för åren 1999–2011 inte markerats.



**Figur 10.** Predikterat linjärt samband för inom-observationseffekten. Valdeltagande för åren 1995 och 2015, linjärt samband för alla år (1995–2015)

Av grafen kan läsas att det predikterade sambandet i princip är konstant, med en väldigt svag negativ lutning. Grafen visar även att ginikoefficienten har ökat från år 1995 till 2015. Den predikterade icke-signifikanta effekten ( $\beta_{w1} = -0,048$ ) tolkas som att när ginikoefficienten ökar inom en kommun med en enhet så minskar valdeltagandet i samma kommun med cirka 0,05 procentenheter. Vad beträffar kontrollvariablerna är det förvånande att variabeln för inkomstnivå inte har en signifikant positiv effekt i FE-modellen. Detta kan bland annat bero på att utvecklingen för variabeln är relativt konstant över tid, vilket ger upphov till bias i estimatet. Variablerna för utbildning, fattigdomsrisk, andel av befolkningen över 65 år och andelen med annat modersmål än finska/svenska/samiska uppvisar förväntade värden. Variabeln för befolkningsstorlek har här en signifikant positiv effekt och variabeln för år bekräftar den sjunkande trenden för valdeltagande.

I modell (2) är estimatet för hur ginikoefficienten påverkar valdeltagandet mellan kommuner negativt och signifikant på 1-procentsnivån. Detta innebär att när ginikoefficienten ökar med en enhet från en kommun till en annan är den predikterade effekten på valdeltagandet i kommunen med högre ekonomisk ojämlikhet cirka -1,13 procentenheter. Sambandet illustreras i figur 11, där det predikterade valdeltagandet (som medeltal för alla år) för kommunerna illustreras.



**Figur 11.** Predikterat linjärt samband för mellan-observationseffekten. Ginikoefficienten och det predikterade valdeltagandet är medeltal för åren 1995–2015

Resultatet tolkas så att en kommun med högre ekonomisk ojämlikhet har lägre valdeltagande jämfört med en kommun som har lägre ginikoefficient. Effekten  $\beta_{b1} = -1,133$  är relativt stark och mycket större än i FE-modellen. Detta är förväntat eftersom en mellan-observations-regression kamouflerar en del av enheternas heterogenitet så att effekten av ginikoefficienten verkar starkare än den möjligtvis är. Med andra ord korregerar inom-observationsmodellen parameterestimaten för de faktorer som är konstanta inom kommunerna så att dessa effekter inte snappas upp i effekten som rapporteras för ginikoefficienten (och de andra förklaringsvariablerna). Gällande kontrollvariablerna kan ett förväntat mönster konstateras för samtliga. Variablerna fattigdomsrisk och arbetslöshetsgrad har dock motsatt förtecken i jämförelse med FE-estimaten. Som framkom i kapitel 4.3.3 finns ingen etablerad konsensus för dessa variablers effekt på valdeltagande.

Av figur 11 framgår även att kommunerna Grankulla och Vårdö är tydligt avvikande från resten. I tabell 17 och figur 16 i appendix har dessa exkluderats för att illustrera enhetligheten i resultaten. Exkluderandet av de två avvikande värdena ändrar inte på signifikansnivån i resultaten och estimatet sjunker endast med 0,005 procentenheter (modell utan avvikande värden:  $\beta_{b1} = -1,128$ ).

För att öka analysens validitet och testa hur känsliga resultaten är bifogas analyser i appendix tabell 18 och 19 som stegvis inkluderar flera kontrollvariabler. Från dessa kan läsas att estimaten för ginikoefficienten i FE-modellen ändrar relativt mycket, där skillnaden mellan de resultat som kastar mest (modell (1) och modell (7)) är cirka 1,15 procentenheter. Estimaten byter även förtecken när fler kontrollvariabler inkluderas, så att effekten först predikteras vara negativ men efter inkluderandet av den fjärde kontrollvariabeln är positiv. Endast när alla potentiella effekter kontrolleras för i modell (9) förutspås effekten av ginikoefficienten var icke-signifikant. Eftersom den linjära tidstrenden är relativt stark ( $\beta = -0,709$ ) är det dock troligt att de modeller som inte beaktar denna överskattar de andra variablernas påverkan. I tabell 19 är resultaten relativt enhetliga: effekten av ginikoefficienten är negativ och ökar konsekvent i och med inkluderandet av fler kontrollvariabler till och med modell (7), varefter den sjunker något i modell (8) och (9).



## 6.2 Analys på individnivå

Resultaten från analysen på individnivå presenteras i tabell 13. Modell (1) och (3) uttrycker benägenhet att rösta som oddskvoter; i modell (2) och (4) har samma resultat omvandlats till genomsnittlig marginaleffekt (GME) för att underlätta tolkningen, där värdena uttrycker den marginella effekten av en variabel för en genomsnittsindivid.<sup>12</sup>

**Tabell 13.** Röstandets bestämningsfaktorer på individnivå

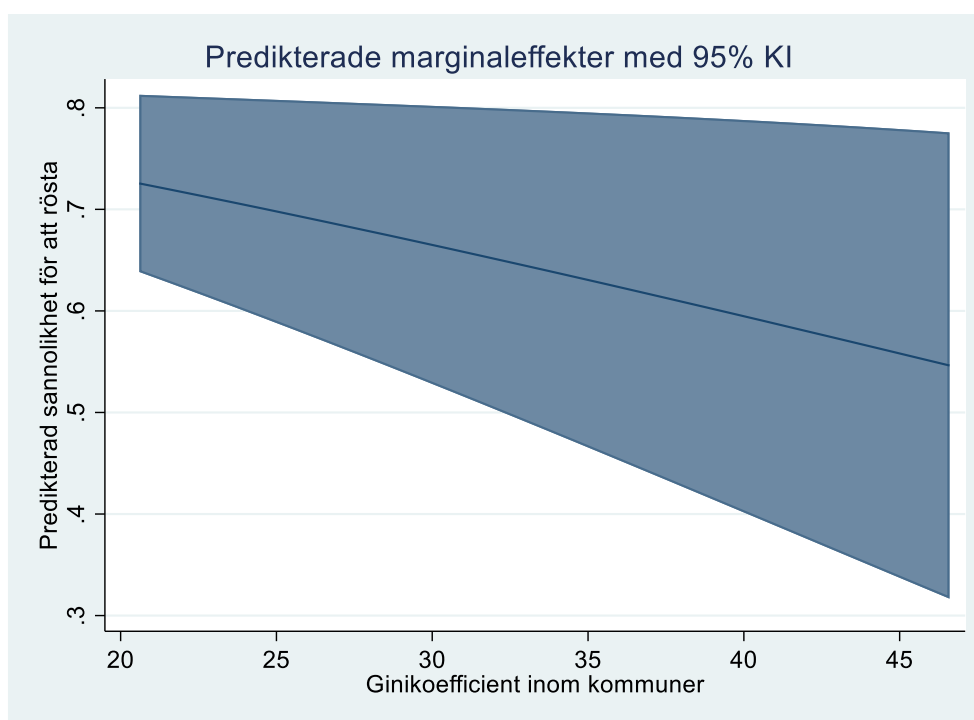
	(1) Oddskvoter	(2) GME	(3) Oddskvoter	(4) GME
Ginikoefficient för inom- observationseffekter	0,963*** (0,012)	-0,004*** (0,002)	0,963 (0,058)	-0,004 (0,007)
Ginikoefficient för mellan- observationseffekter	1,044** (0,020)	0,005** (0,002)	1,044** (0,022)	0,005** (0,002)
Inkomst	1,116** (0,062)	0,013** (0,007)	1,116*** (0,037)	0,013*** (0,004)
Utbildning	1,361*** (0,061)	0,036*** (0,005)	1,361*** (0,040)	0,036*** (0,003)
Arbetslös	0,789*** (0,040)	-0,028*** (0,006)	0,789** (0,085)	-0,028** (0,013)
Relativ fattigdom	0,971 (0,057)	-0,003 (0,007)	0,971 (0,034)	-0,003 (0,004)
Ålder	1,075*** (0,013)	0,008*** (0,002)	1,075*** (0,015)	0,008*** (0,002)
Ålder2	1,000** (0,0001)		1,000** (0,0001)	
Bor i urbant område	1,064 (0,118)	0,007 (0,013)	1,064 (0,113)	0,007 (0,012)
Annat modersmål än finska/svenska/samiska	0,151*** (0,027)	-0,222*** (0,022)	0,151*** (0,056)	-0,222*** (0,043)
År	0,990* (0,005)	-0,001* (0,0006)	0,990 (0,012)	-0,001 (0,001)
Konstant	8,086e+06 (8,249e+07)		8,086e+06 (1,892e+08)	
Observationer	5071	5071	5071	5071
Antal kommuner	224	224	224	224
Antal år	4	4	4	4

Anm. Klusterrobusta standardfel inom parentes i modell (1) och (2). Normala standardfel inom parentes i modell (3) och (4). Utfallsvariabeln är binär och antar värdet 1 (respondenten har röstat) och 0 (respondenten har inte röstat). Utfallet rapporteras som oddskvoter i modell (1) och (3) och genomsnittliga marginaleffekter i modell (2) och (4). Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå. Variabeln ålder2 (kvadrerad term) och konstanten kan inte uttryckas i genomsnittliga marginaleffekter och har därför lämnats bort i modell (2) och (4).

<sup>12</sup> Specifikationer (8) och (9), s. 54.

Ginikoefficienten för inom-observationseffekter ( $g_{ijt} - \bar{g}_{jt}$ ) uttrycker skillnaden i benägenhet att rösta för samma individ över tid medan ginikoefficienten för mellan-observationseffekter ( $\bar{g}_{jt}$ ) uttrycker benägenhet att rösta mellan individer. Eftersom inget direkt heteroskedasticitetstest kan utföras för logit-modeller är det svårt att avgöra vilka standardfel som bör tillämpas. I tabell 13 rapporteras därmed både normala och klusterrobusta standardfel, där modell (1) och (2) använder klusterrobusta standardfel (för fyra kluster i variabeln år) och modell (3) och (4) använder vanliga standardfel.

Estimatet för hur ginikoefficienten i en kommun påverkar individens benägenhet att rösta (inom samma individ) är negativ och signifikant på högsta nivå i modellerna med klusterrobusta standardfel. I modellerna med normala standardfel är effekten dock icke-signifikant. Tolkningen av effekten ( $\beta_{w2} = -0,004$ ) är att om ginikoefficienten i en kommun med en individ som uppvisar egenskaperna för en genomsnittlig väljare ökar med en enhet så minskar benägenheten att rösta för samma individ med 0,4 procentenheter. Resultatet illustreras i figur 12.

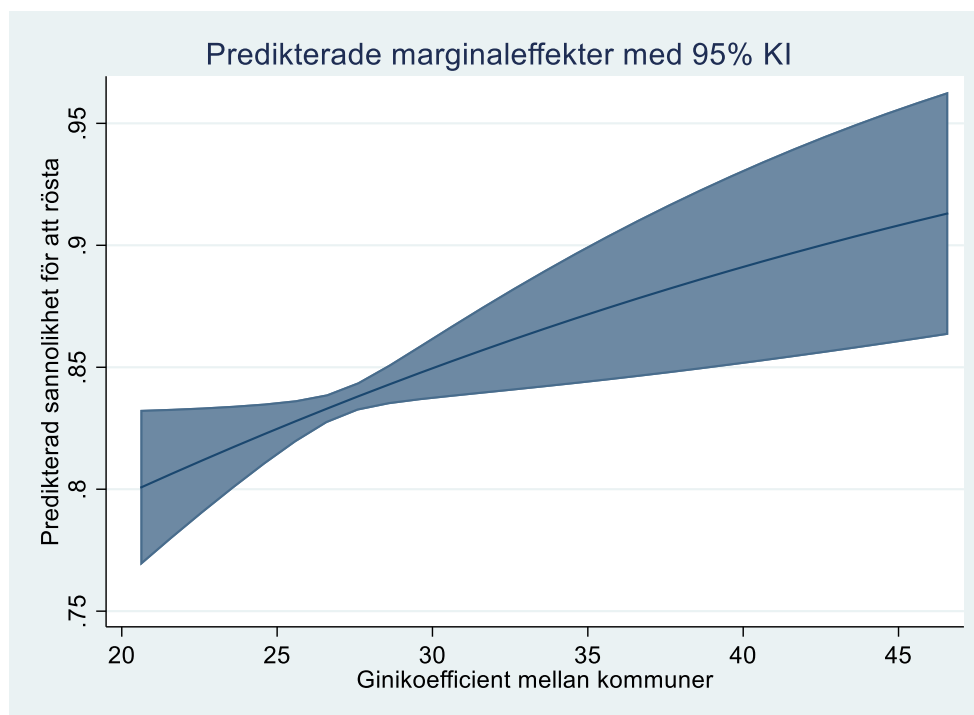


**Figur 12.** Predikterad sannolikhet för att rösta, inom-observationseffekt för individerna (standardfel enligt modell (1) och (2))

Den predikterade linjen är tydligt negativ även om effekten på 0,4 procentenheter är svag. Det kan även noteras att konfidensintervallen i figuren är breda, vilket bidrar till att den negativa

effekten ändå är icke-signifikant. Eftersom sambandet gäller samma kommun över tid (longitudinell variation) bör detta till synes starka samband även tolkas i kontexten av den marginella förändringen i ginikoefficienten från ett år till ett annat.

Den estimerade effekten för hur ginikoefficienten påverkar en genomsnittsindivid från en kommun till en annan är  $\beta_{b2} = 0,005$ , vilket motsvarar en 0,5 procentenhets ökning i röstningsbenägenhet. Resultaten illustreras i figur 13 där sannolikheten att rösta predikteras för individer mellan kommuner med olika nivåer av ekonomisk ojämlikhet. Här är effekten dock positiv, i kontrast till vad alla tidigare resultat visat. Resultatet är överraskande men bör förstås i kontexten av potentiell oobserverad personspecifik heterogenitet.



**Figur 13.** Predikterad sannolikhet för att rösta, mellan-observationseffekt för individerna (standardfel enligt modell (1) och (2))

Även om det rekommenderas att klusterrobusta standardfel i allmänhet används för paneldata finns det dock skäl att rapportera den större av standardfelen för att vara på den säkra sidan. Klusterrobusta standardfel är även skeva om det endast finns några kluster i data (Best & Wolf 2014, 334). Eftersom  $T = 4$  anses vara få kluster görs bedömningen att analysen med vanliga standardfel i det här fallet ger säkrare resultat. Resultaten för modell (1) och (2) är dessutom oväntat signifikanta i förhållande till det låga värdet på parameterestimaten. Estimaten utan klusterrobusta standardfel i modell (3) och (4) är icke-signifikanta för ginikoefficienten för

inom-observationseffekterna och signifikansnivån för mellan-observationseffekterna är lägre. Skillnaden är intressant eftersom det är ovanligt att standardfelen och p-värdena är mindre med klusterrobusta standardfel än med vanliga standardfel (Best & Wolf 2014, 347). Signifikansnivån skiljer sig även för kontrollvariablerna som mäter inkomst, arbetslöshet och år, där signifikansnivån utan klusterrobusta standardfel är högre för inkomst men lägre för arbetslöshet och år. Dessa resultat är mera enligt förväntningar.

Resultaten i modell (3) och (4) är mera intuitivt tilltalande eftersom  $\beta_{w2} = -0,004$  onekligen tyder på ett mycket svagt samband mellan ginikoefficienten och röstande. I praktiken betyder värdet att sannolikheten för att en genomsnittlig väljare röstar sjunker med 0,4 procentenheter om ginikoefficienten i hans kommun stiger med en enhet från ett valår till ett annat. En sådan sannolikhet kan anses marginell, vilket framhävs i en jämförelse av de höga värdena för andra förklaringsvariabler i analysen: exempelvis de mera vedertagna påverkningsfaktorerna utbildning ( $\beta = 0,036$ ) och annat modersmål än finska/svenska/samiska ( $\beta = 0,222$ ). Dessa resultat ger att sannolikheten för att en individ som tillhör en högre utbildningsgrupp röstar ökar med 3,6 procentenheter jämfört med en individ som tillhör en lägre grupp och att sannolikheten för att rösta ökar med 22 procentenheter för en individ vars modersmål är finska, svenska eller samiska. Att signifikansnivån förblir hög för dessa allmänt etablerade förklaringsfaktorer indikerar att resultatet är representativt även utan klusterrobusta standardfel.

För att testa robustheten i resultaten har en analys som stegvis inkluderar flera kontrollvariabler även gjorts för denna analys. Resultaten presenteras i tabell 20 i appendix. För variabeln som mäter inom-observationseffekten kastar estimaten och signifikansnivån relativt mycket mellan modellerna. Detta kan bero på att antalet år som kommunerna jämförs över ( $T = 4$ ) är få till antalet, vilket gör uppskattningarna mera osäkra. För mellan-observationseffekten är estimaten däremot stabila.

I den deskriptiva statistiken framkom vissa avvikande värden för ginikoefficienten. I tabell 21 i appendix har dessa exkluderats. Estimaten för modellerna skiljer sig marginellt ( $\beta_{w2} = -0,004$  och  $\beta_{b2} = 0,006$ ) där skillnaden i mellan-observationseffekten är 0,001. Signifikansnivån påverkas inte i modell (3) och (4). Det kan därmed konstateras att de avvikande värdena inte påverkar resultatet.

## 7 Diskussion

I föregående kapitel konstaterades i resultaten från analysen på kommunnivå att ekonomisk ojämlikhet operationaliserad som ginikoefficient har en negativ effekt på valdeltagande. Denna effekt är signifikant på 1-procentsnivån vid en jämförelse mellan kommuner, och icke-signifikant när samma kommun jämförs över tid. Resultaten på individnivå är kongruent med estimaten på kommunnivå i jämförelsen inom kommunerna men inte mellan kommunerna, där effekten är positiv och signifikant på 5-procentsnivån. Utfallet sammanfattas i tabell 14.

**Tabell 14.** Sammanfattning av resultaten

	Inom-observationsanalys		Mellan-observationsanalys	
	Förtecken	Signifikans	Förtecken	Signifikans
<b>Kommunnivå</b>	-	†	-	***
<b>Individnivå</b>	-	†	+	**

Anm. \*\*\* och \*\* betecknar signifikansnivåerna 0,01 och 0,05. † betecknar icke-signifikans på 0,1-nivån.

För att svara på den övergripande forskningsfrågan ”Finns det ett generellt samband mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagandet i finska kommuner?” ställdes följande hypoteser upp i början av avhandlingen:  $H_1$ : Högre ekonomisk ojämlikhet *inom* en kommun leder till lägre valdeltagande ( $\beta_w < 0$ ), där nollhypotesen ges av  $H_{0(1)}: \beta_w \geq 0$ , och  $H_2$ : Högre ekonomisk ojämlikhet *mellan* kommuner leder till lägre valdeltagande ( $\beta_b < 0$ ), där nollhypotesen ges av  $H_{0(2)}: \beta_b \geq 0$ . Därtill förutspåddes effekten inom kommuner vara lägre än effekten mellan kommuner; ett antagande som dock inte testas statistiskt.

För hypotesprövningen används den konventionella gränsen på  $p < 0,05$  (signifikans på 5-procentsnivån) för att förkasta/inte förkasta nollhypoteserna. Parameterestimatet på kommunnivå för inom-observationsanalysen är  $\beta_w = -0,048$ , vilket bekräftar en negativ effekt som dock inte är signifikant. Därmed kan nollhypotesen  $H_{0(1)}: \beta_w \geq 0$  inte förkastas på signifikansnivån 0,05. Vad gäller mellan-observationseffekten är  $\beta_b = -1,133$  och signifikant på 1-procentsnivån, vilket betyder att nollhypotesen  $H_{0(2)}: \beta_b \geq 0$  kan förkastas på 0,01-nivån.

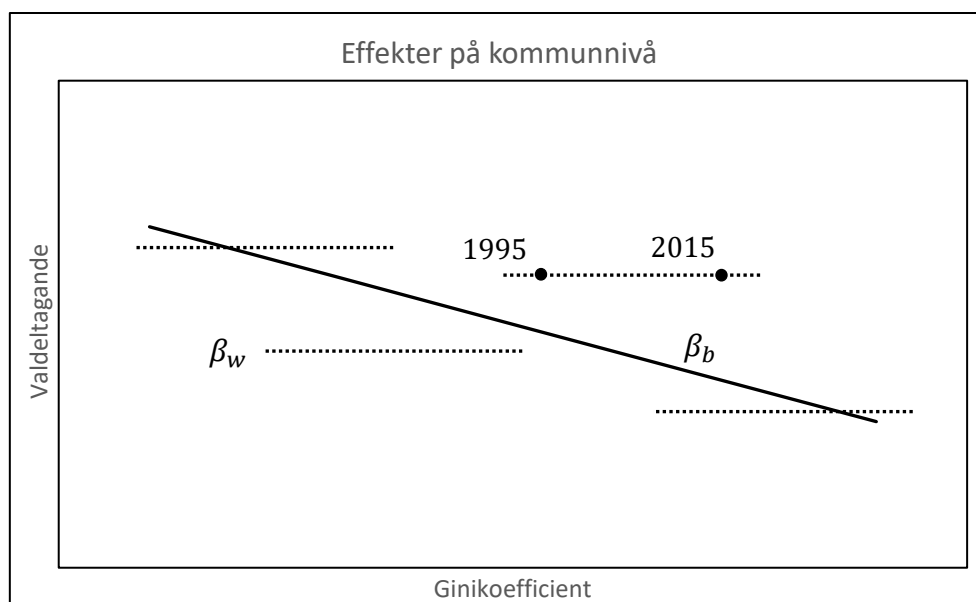
På individnivå ges motsvarande värden av  $\beta_w = -0,004$  och  $\beta_b = 0,005$ , där inom-observationseffekten inte är signifikant och mellan-observationseffekten är positiv och

signifikant på 5-procentsnivån (utan klusterrobusta standardfel). Nollhypoteserna  $H_{0(1)}: \beta_w \geq 0$  och  $H_{0(2)}: \beta_b \geq 0$  kan därmed inte förkastas på individnivå.

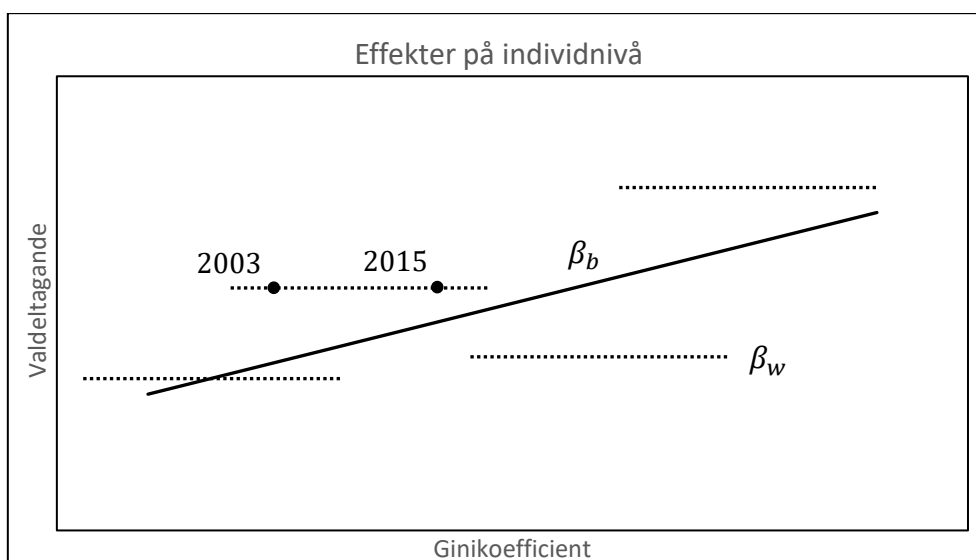
Sammanfattningsvis finns det stöd för antagandet att ekonomisk ojämlikhet hämmar valdeltagande mellan kommuner på kommunnivå och att ekonomisk ojämlikhet sporrar röstande på individnivå, mellan individer. Tre olika poänger kan uppmärksammas gällande resultatet: 1. Förtecknet för mellan-observationsanalysen på individnivå skiljer sig från resten, vilket motiverar vidare studier som förklarar denna diskrepans. 2. Signifikanta effekter har endast uppmätts på mellan-observationsnivå. Denna observation diskuteras nedan och är kopplad till den tredje anmärkningen: 3. Inga statistiskt signifikanta kausala samband kan fastställas i studien. Detta beror på att tvärsnittsvariationen är endogen i de flesta icke-experimentella socialvetenskapliga analysituationerna, vilket ger upphov till skevhet i estimaten. Studier som ämnar hävda kausala samband bör därför undvika modeller som bygger på antagandet om exogen mellan-observationsvariation (Best & Wolf 2014, 354).

Även om en analys av förhållandet mellan resultaten på kommun- och individnivå inte är avhandlingens fokus kan en anmärkning göras. Resultaten för inom-observationsanalyserna är enhetliga mellan aggregeringsnivåerna, vilket tyder på att det inte finns problem med ekologiskt felsslut. Mellan-observationsanalyserna på kommunnivå och individnivå är dock inte sinsemellan enhetliga då förtecknen skiljer sig åt i resultaten. Detta kan dock förklaras med hänvisning till att risken för enhetsspecifik oobserverad heterogenitet är stor för dessa typer av analyser. I allmänhet kan konstateras att inom-observationsmodeller är mera pålitliga eftersom parameterestimaten för de faktorer som är konstanta inom kommunerna korrigeras så att dessa effekter inte snappas upp i effekten som rapporteras för ginikoefficienten.

Störst uppmärksamhet fästs vid diskrepansen mellan resultatet av inom-observationsanalyserna i förhållande till mellan-observationsanalyserna. Situationerna illustreras i figur 14 och 15 på nästa sida, där de fyra vågräta  $\beta_w$ -linjerna markerar effekterna inom samma kommun/individ (över tid) och  $\beta_b$ -linjen markerar sambandet mellan kommunerna/individerna. De vågräta linjerna representerar därmed fyra enskilda kommuner/individer för tidsperioderna som markerats med punkter: 1995–2015 (på kommunnivå) och 2003–2015 (på individnivå).



**Figur 14.** Sambandet mellan inom- och mellan-observationseffekterna på kommunnivå



**Figur 15.** Sambandet mellan inom- och mellanobservationseffekterna på individnivå

På detta sätt framkommer hur det sanna icke-signifikanta sambandet inom kommunerna ( $\beta_w$ ) maskeras som ett signifikant negativt (figur 14) respektive positivt (figur 15) samband mellan enheterna ( $\beta_b$ ). Linjerna är illustrerade för att framhäva denna poäng och är inte direkt baserade på analysens koefficienter.

Vad gäller studiens reliabilitet och validitet har potentiella problem genomgående diskuterats i avhandlingen då sådana uppdagats. Reliabiliteten för studien uppskattas vara relativt hög eftersom data är baserade på officiell statistik och surveyundersökningar vilket gör att analyserna enkelt kan replikeras. Som diskuterades i kapitel 4.3.1 skiljer sig måttet på

valdeltagande mellan olika källor, vilket potentiellt kan skada studiens reliabilitet. Vidare är röstningsaktiviteten på individnivå inte representativ för den riktiga valdeltagandeprocenten. Potentiella brister i studien är dock främst kopplade till kraven som ställs på fixa effekteranalyser. Inom-observationsestimering misslyckas nämligen med att ge korrekta estimat om strikt exogenitet för inom-variationen inte gäller (det vill säga om det finns variabler som korrelerar med oobserverbara feltermen i modellen så att dessa är endogena) (Best & Wolf 2014, 354). I detta sammanhang finns två relevanta orsaker som kan orsaka endogenitet. Den första är oobserverade tidsvarierande faktorer som påverkar både utfallsfenomenet och förklaringsvariabeln så att en effekt som attribueras till den oberoende variabeln av intresse egentligen beror på en tredje faktor. I avhandlingens fall kunde detta till exempel vara en förändrad mentalitet bland befolkningen som påverkar både ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande. Detta framstår ändå som osannolikt.

Den andra orsaken till att endogenitet kan uppkomma är som följd av parallellitet, så att en förändring i utfallet i sin tur påverkar den förklarande faktorn. Detta ger upphov till att effekten mellan variablerna även påverkar i omvänd kausalitetsordning. I avhandlingens fall är detta inte orimligt, vilket även undersöks av Mahler (2002). Forskarens argument är att det finns ett negativt samband mellan valdeltagande och ekonomisk ojämlikhet som beror på att ett lägre valdeltagande innebär att den ekonomiska politiken som utövas är mindre utjämnande eftersom det i större grad är låginkomstgrupper som deltar mindre. Då denna grupp påverkar mindre genom den konventionella kanalen gynnar politiken de rika (Mahler 2002, 128). Ett sådant scenario är tänkbart i Finland och kan därmed vara av betydelse för denna avhandlings resultat så att en inom-variationsanalys som använder fixa effekter inte längre är exogen och misslyckas med att identifiera den riktiga kausala effekten mellan fenomenen. Sambandet verkar ändå intuitivt långsökt. Ett förslag till fortsatta studier på området är ändå att undersöka en eventuell effekt av valdeltagande på ekonomisk ojämlikhet.

Med dessa faktorer som grund kan forskningsfrågan nu besvaras i sin helhet: det finns inte belägg för antagandet att ekonomisk ojämlikhet påverkar valdeltagandet i finländska kommuner. Slutsatsen är oförenlig med de flesta teoretiska implikationerna kopplade till ämnet. I kapitel 2.3 framgår att majoriteten av teorierna kopplade till den ekonomiska polariseringens inverkan på politiskt deltagande överlag spekulerar antingen i en mobiliserande eller hämmande effekt. Endast Brady, Verba och Schlozman (1995) föreslår möjligheten att fenomenen inte ger upphov till en förändring. Detta beror dock inte på en avsaknad av samband, utan på att



effekterna jämnar ut sig mellan inkomstgrupperna. Forskarnas resursperspektiv innebär nämligen att politiskt deltagande är beroende av olika former av resurser där väljare med mindre resurser deltar i mindre utsträckning. Denna passivitet beror endera på bristande intresse för aktiviteten eller brist på resurser för deltagande. I ett mera ekonomiskt ojämlikt samhälle är det därmed inte möjligt för mindre bemedlade medborgare att delta i val, på samma gång som de med mera resurser deltar i större utsträckning. Samverkan av dessa två effekter leder därför till en utjämning av den ekonomiska ojämlikhetens effekt på valdeltagande.

I kontexten av denna avhandlings resultat är det möjligt att Brady, Verba och Schlozmans (1995) resursteori beskriver verkligheten. Även om inom-observationssambandet förvisso är negativt men utan signifikans både på kommunnivå och individnivå finns det en risk att resultaten döljer en interaktionseffekt mellan ginikoefficienten och inkomsten i en kommun, så att vissa grupper röstar mera medan andra grupper röstar mindre (se tabell 1, s. 18). Ett förslag till vidare studier med samma teoretiska och metodologiska ram är därmed att granska inkomstens roll i sammanhanget för att utreda en eventuell interaktionseffekt mellan individens ekonomiska position och den ekonomiska polariseringen för röstbenägenheten i kommunen.

## 8 Avslutning

Den ökande ekonomiska ojämlikheten i industriländer under de senaste decennierna har väckt oro gällande konsekvenserna för politisk jämlikhet och det demokratiska tillståndet i länder överlag. Många forskare hävdar att ekonomisk ojämlikhet påverkar politiskt deltagande, med hänvisning till deltagandeteorier som förutspår både hämmande och mobiliserande effekter. Även empiriska studier på området rapporterar blandade resultat: sambandet föreslås vara endera negativ eller icke-existerande (Jensen & Jespersen 2017, 24). Tidigare studier skiljer sig dock stort bland annat i empirisk tillämpning och forskningsobjekt, vilket kan förklara de oenhetliga resultaten. Fenomenet har dessutom ofta undersökts från ett tvärsnittsperspektiv, vilket försvårar påståenden om giltiga kausala samband. De forskare som beaktar tidsaspekten och tillämpar analyser med longitudinella data ignorerar fortsättningsvis den fundamentala distinktionen mellan inom- och mellan-observationseffekter i tolkningen av analysernas regressionskoefficienter. Föreliggande avhandling beaktar denna distinktion och bidrar med ett flernivåperspektiv när fenomenet undersöks i analyser med två olika aggregeringsnivåer.

Det allmänna resonemanget bakom antagandet om en koppling mellan ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande är att en hög nivå av ojämlikhet i inkomst leder till missnöje eller apati som via olika mekanismer resulterar i en lägre grad av mobilisering (Mahler 2002, 138). Eftersom principen för den moderna rättsstaten grundar sig på idén om varje medborgares lika deltagande i den demokratiska processen som utser ledningen i ett land finns det oro för att ett samhälle med ojämnt fördelade resurser inte kan garantera en sådan politisk jämlikhet. Denna iakttagelse inspirerade avhandlingens forskningsfråga, där syftet är att utreda hur ekonomisk polarisering påverkar valdeltagande i Finland under perioden 1995–2015. Förhoppningen är att bidra till forskningsområdet med en subnationell studie där fokus ligger på kommunens och individens socioekonomiska egenskaper, där målet inte är att generalisera den finländska situationen till resten av världen.

Baserat på valdeltagandeteori och tidigare studier förväntas sambandet mellan variablerna ekonomisk ojämlikhet och valdeltagande vara negativt. Resultaten av analyserna stöder inte antagandet om en negativ korrelation mellan dessa: i tre av fyra fall är effekten förvisso negativ men når statistisk signifikant nivå endast i en modell. Detta undantag är analysen som utförs med tidsserievariationen i data på kommunnivå. Resultatet tolkas så att en ökning i ginikoefficienten från en kommun till en annan innebär att valdeltagandet i kommunen med större ekonomisk ojämlikhet minskar. Det bör dock poängteras att analysen inte kan användas för att fastställa en kausal effekt. Överlag tyder resultaten dessutom på en diskrepans i utfallen för de olika analyserna, där de sanna icke-signifikanta inom-observationseffekterna för kommunerna maskeras som ett signifikant negativt respektive positivt samband i mellan-observationsanalyserna. Tolkningen av resultatet i sin helhet är därmed att ekonomisk ojämlikhet inte påverkar valdeltagandet i finska kommuner.

Utgående från existerande empiri är resultatet oväntat. Undantaget är studierna utförda av Mahler (2002), Galbraith & Hale (2008), Stockemer & Scruggs (2012) och Stockemer & Parent (2014), som även konstaterar icke-signifikanta samband mellan variablerna. Eftersom den existerande empiriska forskningen på området överlag tyder på att den drastiska ökningen i ekonomisk ojämlikhet kan ha negativa konsekvenser för den politiska jämlikheten i ett samhälle bör avhandlingens resultat tolkas i ett större sammanhang. Kombinerat med forskning inom politisk responsivitet, som vittnar om att beslutsfattandet är partiskt till fördel för väljare som tillhör höginkomstgrupper (ex. Gilens 2005; Hayes 2012; Gilens & Page 2014), är resultaten av de tidigare studierna oroväckande. Eftersom Finland är ett land med relativt låg nivå av

ekonomisk polarisering finns det desto mera orsak att undersöka sambandet i ett internationellt sammanhang, då en potentiell effekt är möjlig i länder med större ekonomisk polarisering. Fortsatt forskning behövs därför för att bekräfta avhandlingens slutsats som begränsas till Finland. Av särskild vikt är att vidare forskning skiljer inom-observationseffekter från mellan-observationseffekter när analyser utförs för att undvika att potentiella samband döljer eller förvränger de riktiga effekterna i processen. Ämnet bör granskas med hänsyn till denna, såsom i avhandlingen demonstrerats, potentiella diskrepans i en systematisk ansträngning både på subnationell nivå och i internationella jämförelser.

Vad gäller implikationen för politisk jämlikhet kan resultaten från denna avhandling inte motivera oro för demokratins tillstånd som följd av ökad ekonomisk ojämlikhet. Studien berättar dock inget om en potentiell effekt mellan inkomstkohorter, där det är möjligt att låginkomsttagares benägenhet att rösta skiljer sig från höginkomsttagare i kommuner med olika nivåer av ekonomisk ojämlikhet. Detta är i enlighet med resursteorin såsom presenterad av Brady, Verba och Schlozman (1995), vars modell även är den enda valdeltagandeteori som sammanfaller med avhandlingens resultat. Ett förslag till vidare studier inom samma teoretiska och metodologiska ram är därmed att granska inkomstens roll i sammanhanget för att utreda en eventuell interaktionseffekt mellan individens ekonomiska position och den ekonomiska polariseringen för röstbenägenheten i kommunerna.

## Litteraturförteckning

- Allison, P. D. 2009. *Fixed Effects Regression Models*. Los Angeles: SAGE. E-bok.  
<https://uk.sagepub.com/en-gb/eur/fixed-effects-regression-models/book226025>
- Almond, G. A. & Verba, S. 1963. *The civic culture: political attitudes and democracy in five nations*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Arzheimer, K. 2008. Something Old, Something New, Something Borrowed, Something True? A Comment on Lister's "Institutions, Inequality and Social Norms: Explaining Variations in Participation". *The British Journal of Politics and International Relations*. Vol. 10 (4): 681–697. doi: 10.1111/j.1467-856x.2008.00336.x
- Baltagi, B. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd. Tredje upplagan.
- Bartels, L. 2008. *Unequal Democracy: The Political Economy of the new Gilded Age*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Bengtsson, Å. 2008. *Politiskt deltagande*. Lund: Studentlitteratur.
- Best, H. & Wolf, C. 2014. *The SAGE Handbook of Regression Analysis and Causal Inference*. SAGE Publications Ltd.
- Bonita, R., Beaglehole, R. & Kjellström, T. 2010. *Grundläggande epidemiologi*. Lund: Studentlitteratur. Andra upplagan.
- Borg, S. 2018. *Kuntavaalitutkimus 2017*. Publicerad 09.04.2018.  
<https://kaks.fi/julkaisut/kuntavaalitutkimus-2017/>
- Borgarsdóttir Sandelin, S. 2015. *Valurnan vs. soffan, vad väljer unga?* Svenska Bildningsförbundet r.f. Hämtad 14.10.2019.  
[https://www.bildningsforbundet.fi/Site/Data/2477/Files/Valurnan\\_vs\\_soffan\\_webb.pdf](https://www.bildningsforbundet.fi/Site/Data/2477/Files/Valurnan_vs_soffan_webb.pdf)
- Brady, H. E. 2003. *An Analytical Perspective on Participatory Inequality and Income Inequality*. University of California, Berkeley: A paper for the Russell Sage Foundation Project on the "Social Dimensions of Inequality". Hämtad 14.10.2019.  
<https://www.russellsage.org/sites/all/files/u4/Brady.pdf>
- Brady, H. E., Verba, S. & Schlozman, K. L. 1995. Beyond SES: A Resource Model of Political Participation. *The American Political Science Review*. 89 (2): 271–294. doi: <https://jstor.org/stable/2082425>
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. 2009. *Microeconometrics Using Stata*. College Station, Texas: Stata Press.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E & Stokes, D. E. 1976. *The American Voter*. Chicago: University of Chicago.

Cancela, J. & Geys, B. 2016. Explaining voter turnout: A meta-analysis of national and subnational elections. *Electoral Studies*. 42: 264–275. doi: <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2016.03.005>

Dahl, R. A. 1999. *Demokratin och dess antagonister*. Stockholm: Ordfront & DemokratiAkademin. Original på engelska: *Democracy and its Critics*.

Dalton, R. J. 2016. *The Good Citizen. How a Younger Generation is Reshaping American Politics*. Thousand Oaks, California: CQ Press, an Imprint of Sage Publications Inc. Andra upplagan.

Dalton, R. J. 2017. *The Participation Gap. Social Status and Political Inequality*. Oxford: Oxford University Press.

Downs, A. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper&Row.

Eurostat. 2019. *Income inequality in EU Member States*. Uppdaterad 18.07.2019, Hämtad 07.10.2019. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/-/DDN-20190718-1>

Ferejohn, J. 2009. Kapitel 2 i boken: Jacobs, L. R. & King, D. S. 2009. *The unsustainable American State*. New York: Oxford University Press. E-bok.

Ferejohn, J. & Fiorina, M. P. 1974. The Paradox of Not Voting: A Decision Theoretic Analysis. *The American Political Science Review*. Vol. 68, No. 2: 525–536. doi: <https://www.jstor.org/stable/1959502>

Finnish Social Science Data Archive (Aila). 2020. *FSD2556 Finnish National Election Studies 2003–2015: combined data*. Hämtad 15.01.2020. [https://services.fsd.uta.fi/catalogue/FSD2556?lang=en&study\\_language=en](https://services.fsd.uta.fi/catalogue/FSD2556?lang=en&study_language=en)

Frank, T. 2004. *What's the Matter with Kansas? How Conservatives Won the Heart of America*. New York: Metropolitan Books.

Förenta nationerna. 2019a. Independent Group of Scientists appointed by the Secretary-General. *Global Sustainable Development Report 2019: The Future is Now - Science for Achieving Sustainable Development*, (United Nations, New York). Hämtad 13.01.2019. [https://sustainabledevelopment.un.org/content/documents/24797GSDR\\_report\\_2019.pdf](https://sustainabledevelopment.un.org/content/documents/24797GSDR_report_2019.pdf)

Förenta nationerna. 2019b. *Sustainable Development Goals, knowledge platform*. Hämtad 01.11.2019. <https://sustainabledevelopment.un.org/sdgs>

Galbraith, J. K. & Hale, J. T. 2008. State Income Inequality and Presidential Election Turnout and Outcomes. *Social Science Quarterly*. Vol. 89 (4): 887–901. doi: [10.1111/j.1540-6237.2008.00589.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2008.00589.x)

Galte Schermer, I. 2019a. *Lönespridning – internationellt*. Ekonomifakta. Uppdaterad 12.11.2019. Hämtad 05.01.2020. <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/Arbetsmarknad/Loner/Loneskillnader-i-olika-lander/>

- Galte Schermer, I. 2019b. *Ginikoefficient – internationellt*. Ekonomifakta. Uppdaterad 22.11.2019. Hämtad 05.01.2020. <https://www.ekonomifakta.se/fakta/arbetsmarknad/loner/ginikoefficient---internationellt/>
- Gerber, A. S. & Green, D. P. 2000. The Effects of Canvassing, Telephone Calls and Direct Mail on Voter Turnout: A Field Experiment. *The American Political Science Review*. Vol. 94, No. 3: 653–663. doi: <https://www.jstor.org/stable/2585837>
- Gestrin, A. 2019. *Två miljoner finländare lever på en årsinkomst under 20 000 euro före skatt - och inkomstskillnaderna tros öka i framtiden*. Svenska Yle. 05.11.2019. Hämtad 07.11.2019. <https://svenska.yle.fi/artikel/2019/11/05/tva-miljoner-finlandare-lever-pa-en-arsinkomst-under-20-000-euro-fore-skatt-och>
- Geys, B. & Heyndels, B. 2006. Disentangling the effects of political fragmentation on voter turnout: The Flemish municipal elections. *Economics & Politics*. Vol. 18, No. 3: 367–387. doi: [10.1111/j.1468-0343.2006.00174.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0343.2006.00174.x)
- Gilens, M. 2005. Inequality and Democratic Responsiveness. *Public Opinion Quarterly*. Vol. 69, No. 5: 778–796. doi: <https://www.jstor.org/stable/3521574>
- Gilens, M. & Page, B. I. 2014. Testing Theories of American Politics: Elites, Interest Groups, and Average Citizens. *Perspectives on Politics*. Vol 12. No. 3: 564–581. doi: <https://doi.org/10.1017/S1537592714001595>
- Goodin, R. E. & Roberts, K. W. 1975. The Ethical Voter. *The American Political Science Review*. Vol. 69, No. 3: 926–928. doi: <https://www.jstor.org/stable/1958406>
- Goodin, R. & Dryzek, J. 1980. Rational Participation: The Politics of Relative Power. *British Journal of Political Science*. Vol. 10, No. 3: 273–292. doi: <https://www.jstor.org/stable/193523>
- Grönlund, K. & Wass, H. 2016. *Poliittisen osallistumisen eriytyminen – Eduskuntavaalitutkimus 2015*. Hämtad 02.03.2020. <http://julkaisut.valtioneuvosto.fi/handle/10024/75240>
- Gujarati, D. & Porter, D. 2009. *Basic Econometrics*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Hayes, T. J. 2012. Responsiveness in an Era of Inequality: The Case of the U.S. Senate. *Political Research Quarterly*. Vol. 66, No. 3: 585–599. doi: [http://www.jstor.org/stable/23563167](https://www.jstor.org/stable/23563167)
- Horn, D. 2011. *GINI DP 16: Income Inequality and Voter Turnout*. Hämtad 01.09.2020. EconPapers. <https://econpapers.repec.org/paper/aiaginidp/16.htm>
- Isotalo, V. & Järvi, T. & von Schoultz, Å. & Söderlund, P. 2019. *Suomalainen äänestäjä*. Hämtad 15.01.2020. [https://www.vaalitutkimus.fi/documents/The-Finnish-Voter\\_20190709.pdf](https://www.vaalitutkimus.fi/documents/The-Finnish-Voter_20190709.pdf)

- Jacobs, L. R. & King, D. S. 2009. *The Unsustainable American State*. New York: Oxford University Press.
- Jaime Castillo, A.M. 2010. *Economic inequality and electoral participation: a cross-country evaluation*. Comparative Study of the Electoral Systems (CSES) Conference, September 2009. Toronto, ON, Canada. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1515905](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1515905)
- Jensen, C. & Jespersen, B. B. 2017. To have or not to have: Effect of economic inequality on turnout in European democracies. *Electoral Studies*. 45: 24–28. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.electstud.2016.11.009>
- Keeley, B. 2015. *What's happening to income inequality? Income Inequality: The Gap between Rich and Poor*. OECD Publishing, Paris. doi: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264246010-4-en>
- Kvist, J., Fritzell, J., Hvinden, B. & Kangas, O. 2012. *Changing Social Equality: The Nordic Welfare Model in the 21st Century*. Bristol University Press. E-bok. doi: <https://www.jstor.org/stable/j.ctt9qgxn2>
- Lijphart, A. 1997. Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma. *The American Political Science Review*. Vol. 91, No. 1: 1–14. doi: <https://www.jstor.org/stable/2952255>
- Lister, M. 2007. Institutions, Inequality and Social Norms: Explaining Variations in Participation. *The Political Studies Association*. Vol 9: 20–35. doi: [10.1111/j.1467-856x.2007.00246.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-856x.2007.00246.x)
- Mahler, V. A. 2002. Exploring the Subnational Dimension of Income Inequality: An analysis of the Relationship Between Inequality and Electoral Turnout in the Developed Countries. *International Studies Quarterly*. Vol. 46, No. 1: 117–142. doi: <https://www.jstor.org/stable/3096121>
- Martikainen, P., Martikainen, T. & Wass, H. 2005. The effect of socioeconomic factors on voter turnout in Finland: A register-based study of 2.9 million voters. *European Journal of Political Research*. 44: 645–669. doi: [10.1111/j.1475-6765.2005.00242.x](https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2005.00242.x)
- McCall, L. & Kenworthy, L. 2009. Americans' Social Policy Preferences in the Era of Rising Inequality. *Perspectives on Politics*. Vol. 7, No. 3. doi: [10.1017/S1537592709990818](https://doi.org/10.1017/S1537592709990818)
- Meltzer, A. H. & Richard, S. F. 1981. A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*. Vol. 89, No. 5: 914–927. doi: <https://www.jstor.org/stable/1830813>
- Mill, J. S. 1861, (2009). *Considerations on Representative Government*. The Floating Press. E-bok. Först utgiven 1861.
- Mueller, D. C. & Stratmann, T. 2003. The economic effects of democratic participation. *Journal of Public Economics*. 87: 2129–2155. doi: [10.1016/S0047-2727\(02\)00046-4](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(02)00046-4)
- OECD. 2019. *Voting*. I Society at a Glance 2019: OECD Social Indicators. OECD Publishing, Paris. doi: <https://doi.org/10.1787/3483a69a-en>

Page, B. I. & Jacobs, L. R., 2009. Kapitel 6 i boken: Jacobs, L. R. och King, D. S. 2009. *The unsustainable American State*. New York: Oxford University Press.

Palfrey, T. R. & Rosenthal, H. 1985. Voter Participation and Strategic Uncertainty. *The American Political Science Review*. Vol. 79, No. 1: 62–78. doi: <https://www.jstor.org/stable/1956119>

Plutzer, E. 2002. Becoming a Habitual Voter: Inertia, Resources and Growth in Young Adulthood. *American Political Science Review*. Vol. 96, No. 1: 41–56. doi: <https://doi.org/10.1017/S0003055402004227>

Putnam, R. D. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.

Riker, W. H. & Ordeshook, P. C. 1968. A Theory of the Calculus of Voting. *The American Political Science Review*. Vol. 62, No. 1: 25–42. doi: <https://www.jstor.org/stable/1953324>

Schattschneider, E. E. 1960. *The semisovereign people: A realist's view of democracy in America*. New York: Holt, Reinhart and Winston.

Schumpeter, J. A. 1942 (2003). *Capitalism, Socialism & Democracy*. Taylor & Francis e-library. E-bok. Först utgiven 1942.

Schäfer, A. & Schwander, H. 2019. “Don’t play if you can’t win”: does economic inequality undermine political equality? *European Political Science Review*. (2019): 1–19. doi: <https://doi.org/10.1017/S1755773919000201>

Seeber, G. U. H. 2011. *Inequality and turnout in Europe*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, Seattle, September 1–4, 2011. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1901620](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1901620)

Shapiro, I. 2002. Why the Poor Don’t Soak the Rich. *Daedalus*. Vol. 131, No. 1: 118–128. doi: <https://www.jstor.org/stable/20027743>

Smets, K. & van Ham, C. 2013. The embarrassment of riches? A meta-analysis of individual-level research on voter turnout. *Electoral Studies*. 32: 344–359. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.electstud.2012.12.006>

Solt, F. 2008. Economic Inequality and Democratic Political Engagement. *American Journal of Political Science*. Vol. 52, No. 1. 48–60. doi: <https://www.jstor.org/stable/25193796>

Solt, F. 2010. Does Economic Inequality Depress Electoral Participation? Testing the Schattschneider Hypothesis. *Political Behavior*. Vol. 32: 285–301. doi: 10.1007/s11109-010-9106-0

Sotkanet. 2019a. *Tietoa Palvelusta*. Institutet för hälsa och välfärd (sotkanet.fi) Hämtad 12.03.2019. <https://sotkanet.fi/sotkanet/sv/tietoa-palvelusta>



Sotkanet. 2019b. *Information om indikator 3077*. Institutet för hälsa och välfärd (sotkanet.fi). Hämtad 13.02.2020. Uppdaterad 25.4.2019.  
<https://sotkanet.fi/sotkanet/sv/metadata/indicators/3077>

Statistikcentralen. 2019a. *Ginikoefficienter efter år. Disponibel penninginkomst (exkl. Realisationsvinst)*. Statistikcentralens PxWeb databaser.  
[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/sv/StatFin/StatFin\\_\\_tul\\_\\_tjt/statfin\\_tjt\\_pxt\\_015.px/chart/chartViewLine/](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/sv/StatFin/StatFin__tul__tjt/statfin_tjt_pxt_015.px/chart/chartViewLine/)

Statistikcentralen. 2019b. *Valdeltagande bland finska medborgare som bor i Finland i riksdagsvalen 1908–2019*. Statistikcentralens PxWeb databaser.  
[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/sv/StatFin/StatFin\\_\\_vaa\\_\\_evaa\\_\\_evaa\\_\\_as/030\\_evaa\\_2019tau\\_103.px/](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/sv/StatFin/StatFin__vaa__evaa__evaa__as/030_evaa_2019tau_103.px/)

Statistikcentralen. 2019c. Statistikcentralens framsida. Hämtad 13.02.2020.  
[https://www.stat.fi/org/index\\_sv.html](https://www.stat.fi/org/index_sv.html)

Statistikcentralen. 2019d. *Valdeltagande i riksdagsvalen 1908–2019*. Findikator. Uppdaterad 24.4.2019, Hämtad 07.10.2019. <https://findikaattori.fi/sv/51>

Stockemer, D. & Parent, S. 2014. The Inequality Turnout Nexus: New Evidence from Presidential Elections. *Politics & Policy*. Vol 42 (2): 221–245. doi: 10.1111/polp.12067

Stockemer, D. & Scruggs, L. 2012. Income inequality, development and electoral turnout - New evidence on a burgeoning debate. *Electoral Studies*. 31: 764–773. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.electstud.2012.06.006>

Van de Pol, M. & Wright, J. 2009. A simple method for distinguishing within- versus between-subject effects using mixed models. *Animal Behaviour*. 77: 753–758. doi: 10.1016/j.anbehav.2008.11.006

Verba, S. & Nie, N. H. 1972. *Participation in America: political democracy and social equality*. New York: Harper & Row.

Walsh, K. C. 2012. Putting Inequality in Its Place: Rural Consciousness and the Power of Perspective. *American Political Science Review*. Vol. 106, No. 3: 517–532. doi: 10.1017/S0003055412000305

Wooldridge, J. M. 2016. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Boston, MA: Cengage Learning. 6<sup>th</sup> edition.

## Appendix

**Tabell 15.** Specifikationer för variabler på kommunnivå

Variabel	Definition	Sotkanet indikatornummer, kodning, kommentar
Valdeltagande (%)	Valdeltagandet i riksdagsvalen i kommunen (andelen personer som röstat av alla röstberättigade). Omfattar finska medborgare som är permanent bosatta utomlands	Id: 3077
Ginikoefficient	Ginikoefficient för kommunen, uträknat från hushållens disponibla inkomster	Id: 3126
Inkomstnivå	Bostadshushållens genomsnittliga inkomster (disponibel inkomst) efter inkomstslag och kommun	Statistikcentralen, PxWeb databaser. Omkodad "replace inkomst = ln(inkomst)"
Utbildningsnivå (år)	Befolkningens utbildningsnivå per kommun enligt den genomsnittliga längden av den högsta utbildning som fullföljts efter utbildningen på grundskolenivå	Id: 180. Omkodad "replace utbildningsnivå = utbildningsnivå/100" för enklare tolkning (ex. nivå = 1,906 innebär att utbildningstiden per person är 1,9 år efter grundskolan)
Arbetslöshetsgrad (%)	Procentuell andel arbetslösa av arbetskraften i kommunen	Id: 181
Fattigdomsrisk (%)	Kommunens allmänna risk för fattigdom. Procentuell andel personer som bor i hushåll med låga inkomster av alla personer som bor i området. Gräns för låg inkomst är 60 % av de finländska hushållens disponibla ekvivalenta medianinkomst	Id: 3099
Andel av befolkningen över 65 år (%)	Andel av befolkningen som är 65 år eller över som procent av hela befolkningen i kommunen	Id: 1068
Befolkningsantal	Befolkningsantal som är stadigvarande bosatt i kommunen	Id: 127. Omkodad "replace befolkning = ln(befolkning)"
Annat modersmål än finska, svenska eller samiska	Andelen personer som har ett annat språk än finska, svenska eller samiska som modersmål per 1000 invånare i en kommun	Id: 187
År	Tidsperioden 1995–2015	

**Tabell 16.** Specifikationer för variabler på individnivå (FNES 2003–2015)

Variabel	Definition	FNES variabelnummer, omkodning, kommentar
Valdeltagande	Dummy, respondenten har röstat i valet=1, respondenten röstade inte=0	FNES66, recode (1=0) röstade inte, (2=1) röstade på förhand, (3=1) röstade på valdagen, (97=1) har inte rösträtt, (98=1) vill inte säga, (99=1) kan inte säga
Ginikoefficient	Ginikoefficient för kommunen som respondenten bor i, uträknat från hushållens disponibla inkomster	Data från sotkanet.fi Id: 3126
Ginikoefficient, inom-observationseffekt	De enskilda observationsvärdena för ginikoefficienten i individernas kommun subtraherad från medelvärdet för kommunerna (över tid)	Egen gini_medelvärde = mean(gini), by(konr) Gen gini_differens = gini – gini_medelvärde
Ginikoefficient, mellan-observationseffekt	Ginikoefficienten för individernas kommun som medelvärde för varje år	Mean(gini), by(konr), för varje år
Inkomst	Total disponibel inkomst för respondentens hushåll, inkl. sociala förmåner: 1=mindre än 10 000 euro/år, till 10=över 50 000 euro/år	FNES6, recode (99=.), (104=.). Vet ej/inget svar kodade som missing. 10=50 001–55 000 euro/år, 11=över 50 000, recode (11=10).
Utbildning	Respondentens utbildning: 1=grundskola, 2=lägre andrastadiets utbildn., 3=kort yrkesutbildn., 4=yrkeshögskola, 5=gymnasium, 6=polyteknisk examen (kandidatexamen), 7=akademisk utbildn. (magisternivå).	FNES5, recode (8=2), (9=3), (10=7), (11=2), (98=.), (99=.). Pågående studier kodade enligt motsvarande kategorier. Vill inte svara/vet ej kodade som missing.
Arbetslös	Dummy, respondenten har varit arbetslös inom de 12 senaste månaderna=1	FNES92, recode (1=0), (2=1), (3=.)
Relativ fattigdom	Mått för respondentens relativa fattigdom, uträknad som differensen mellan kommunens inkomstnivå för det specifika året och respondentens inkomstgrupp	bysort konr: egen inkomst3 = mean(inkomst) if år==2003, gen relfatt=1 replace relfatt=inkomst-inkomst3 if år==2003, upprepat för alla år
Ålder	Respondentens ålder	FNES86, vilket år respondenten är född, gen ålder = år-årfödd
Ålder2	Respondentens ålder kvadrerad	Variabel ålder*ålder
Bor i urbant område	Dummy, respondenten bor i centrum av en stad eller respondenten bor i en stads förort (alternativen är: repondenten bor i centrum av en kommun eller annat ruralt område, repondenten bor i ett glest befolkat område)	FNES96, recode (3=0), (4=0), (99=0), (2=1)

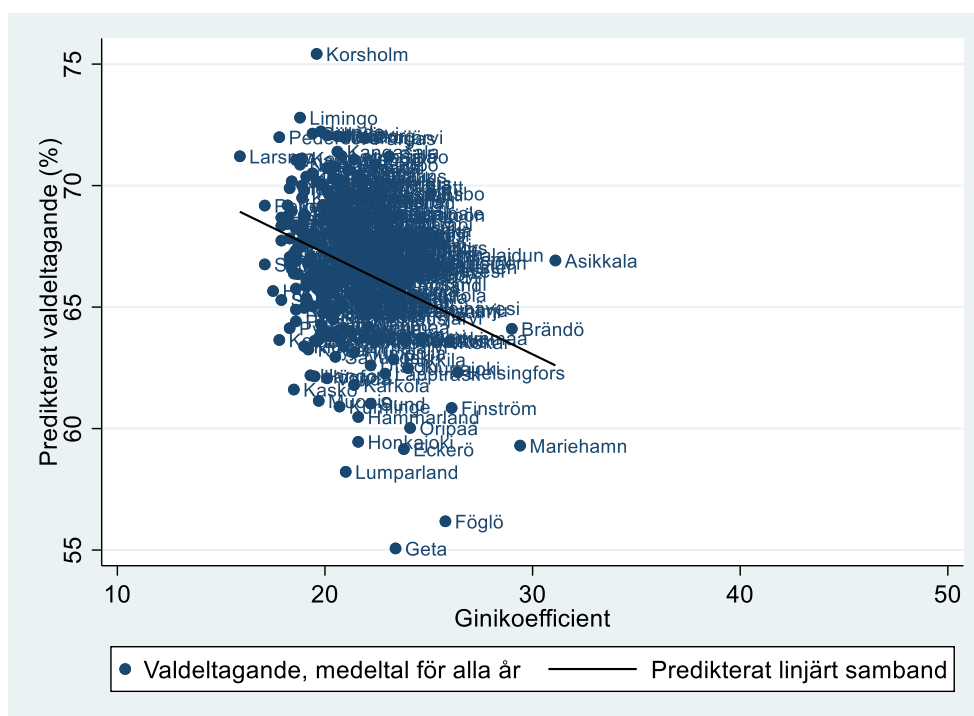
**Tabell 16.** Specifikationer för variabler på individnivå (FNES 2003–2015), fortsättning

Annat modersmål än finska/svenska/samiska	Dummy, respondentens modersmål är varken finska, svenska eller samiska	FNES94, recode (1=0), (2=0), (49=1), (50=0)
År	2003–2015	Rename year år

**Tabell 17.** Valdeltagandets bestämningsfaktorer på kommunnivå. Avvikande värden exkluderade (Grankulla och Vårdö)

	(1) FE	(2) BE
Ginikoefficient	-0,104 (0,089)	-1,128*** (0,234)
Inkomstnivå (logaritmerad)	-5,669 (4,310)	40,410*** (8,734)
Utbildningsnivå (år)	8,940*** (1,652)	7,740*** (1,578)
Arbetslöshetsgrad (%)	0,181*** (0,050)	-0,152 (0,108)
Fattigdomsrisk	-0,094 (0,058)	0,972*** (0,204)
Andel av befolkningen över 65 år (%)	0,499*** (0,095)	0,762*** (0,140)
Befolkningsstorlek (logaritmerad)	11,060*** (2,288)	2,063*** (0,429)
Andel med annat modersmål än finska/svenska/samiska	-0,013 (0,015)	-0,153*** (0,031)
År	-0,696*** (0,118)	-1,492 (2,702)
Konstant	1,392*** (219,80)	2,60 (5,408)
Observationer	1851	1851
R <sup>2</sup>	0,621	0,282
Antal kommuner	309	309

Anm. Standardfel inom parentes (klusterrobusta standardfel för modell (1)). Utfallsvariabeln är valdeltagandet i en kommun som procent. Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå. Modell (1) beskriver inom-observationseffekter, (FE). Modell (2) beskriver mellan-observationseffekter (BE).



**Figur 16.** Predikterat linjärt samband för valdeltagande på kommunnivå. Mellan-observationseffekt. Avvikande värden exkluderade (Vårdö och Grankulla)

**Tabell 18.** Valdeltagandets bestämningsfaktorer på kommunnivå. FE-modell. Stegvis inkludering av kontrollvariabler

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ginikoeff.	-0,942*** (0,073)	-0,319*** (0,086)	-0,314*** (0,11)	-0,110 (0,102)	0,198** (0,09)	0,204** (0,084)	0,212** (0,10)	0,166* (0,09)	-0,048 (0,093)
Inkomstnivå		-16,63*** (1,496)	-16,93*** (3,737)	-8,723** (4,164)	-17,20*** (3,906)	-20,54*** (3,729)	-21,15*** (3,407)	-17,70*** (3,375)	-6,109 (4,122)
Utbildningsn.			0,094 (0,951)	-0,633 (0,969)	1,441 (0,919)	4,284*** (1,013)	1,591 (1,022)	1,525 (1,02)	9,273*** (1,59)
Arbetslöshet				0,362*** (0,046)	0,143*** (0,048)	0,143*** (0,046)	0,079* (0,048)	0,144*** (0,049)	0,185*** (0,05)
Fattigdomsr.					-0,441*** (0,05)	-0,412*** (0,05)	-0,356*** (0,052)	-0,309*** (0,05)	-0,116** (0,058)
Andel > 65						-0,235*** (0,054)	0,111 (0,08)	0,166** (0,084)	0,498*** (0,093)
Befolkning.							12,67*** (1,88)	13,80*** (1,933)	10,71*** (2,265)
Annat mod.								-0,045*** (0,013)	-0,012 (0,015)
År									-0,709*** (0,113)
Konstant	89,74*** (1,783)	248,20*** (14,07)	251,00*** (34,62)	157,70*** (39,98)	242,40*** (37,75)	274,40*** (36,15)	168,10*** (33,94)	121,40*** (35,59)	1,425*** (211,90)
Obs.	1863	1863	1863	1863	1863	1863	1863	1863	1863
R <sup>2</sup>	0,320	0,458	0,458	0,505	0,543	0,559	0,590	0,599	0,619
Kommuner	311	311	311	311	311	311	311	311	311

Anm. Klusterrobusta standardfel inom parentes. Utfallsvariabeln är valdeltagandet i en kommun som procent. Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå.

**Tabell 19.** Valdeltagandets bestämningsfaktorer på kommunnivå. BE-modell. Stegvis inkludering av kontrollvariabler

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ginikoeff.	-0,172 (0,13)	-0,339** (0,14)	-0,415*** (0,135)	-0,416*** (0,138)	-0,795*** (0,168)	-1,369*** (0,206)	-1,580*** (0,21)	-1,140*** (0,222)	-1,133*** (0,230)
Inkomst		7,998*** (2,638)	-1,536 (3,137)	-1,205 (4,663)	11,54** (5,642)	22,19*** (5,958)	40,60*** (7,602)	34,510*** (7,439)	34,44*** (7,473)
Utbildningsn.			4,308*** (0,835)	4,267*** (0,94)	6,505*** (1,089)	10,47*** (1,374)	7,666*** (1,537)	7,079*** (1,487)	7,084*** (1,49)
Arbetslöshet				0,010 (0,106)	-0,133 (0,111)	-0,126 (0,107)	-0,110 (0,105)	-0,197* (0,103)	-0,196* (0,103)
Fattigdomsrisk					0,713*** (0,186)	0,819*** (0,182)	1,08*** (0,191)	0,882*** (0,188)	0,879*** (0,19)
Andel över 65						0,554*** (0,123)	0,732*** (0,129)	0,68*** (0,125)	0,68*** (0,125)
Befolkning							1,606*** (0,425)	2,069*** (0,421)	2,061*** (0,427)
Annat mod.								-0,15*** (0,031)	-0,151*** (0,031)
År									-0,27 (2,553)
Konstant	71,04*** (3,183)	-8,423 (26,40)	82,18*** (30,85)	78,65 (48,08)	-58,86 (59,12)	-178,80*** (63,20)	-380,50*** (81,74)	-323,20*** (79,71)	219,70 (5,124)
Observationer	1863	1863	1863	1863	1863	1863	1863	1863	1863
R <sup>2</sup>	0,006	0,034	0,111	0,112	0,152	0,206	0,241	0,297	0,297
Kommuner	311	311	311	311	311	311	311	311	311

Anm. Standardfel inom parentes. Utfallsvariabeln är valdeltagandet i en kommun som procent. Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå.



**Tabell 20.** Röstandets bestämningsfaktorer, individnivå. Stegvis inkludering av kontrollvariabler

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Inom-	1,012	0,980	0,979	0,974	0,970***	0,974	0,972	0,972	0,970	0,963***
gini	(0,031)	(0,040)	(0,024)	(0,024)	(0,010)	(0,029)	(0,026)	(0,024)	(0,020)	(0,012)
Mellan-	1,064***	1,052***	1,036***	1,036***	1,034***	1,041***	1,042***	1,039**	1,045**	1,044**
gini	(0,005)	(0,008)	(0,012)	(0,012)	(0,009)	(0,015)	(0,015)	(0,019)	(0,019)	(0,020)
Inkomst-		1,153***	1,125***	1,108***	1,122*	1,128**	1,119**	1,120**	1,116**	1,116**
nivå		(0,009)	(0,010)	(0,00999)	(0,069)	(0,060)	(0,059)	(0,059)	(0,058)	(0,062)
Utbild-			1,187***	1,192***	1,191***	1,361***	1,354***	1,352***	1,356***	1,361***
ning			(0,042)	(0,044)	(0,045)	(0,058)	(0,055)	(0,055)	(0,059)	(0,061)
Arbetslös				0,556***	0,556***	0,826***	0,789***	0,789***	0,788***	0,789***
				(0,042)	(0,043)	(0,036)	(0,041)	(0,041)	(0,040)	(0,040)
Relativ					0,985	0,972	0,969	0,968	0,972	0,971
fattigdom					(0,066)	(0,057)	(0,055)	(0,055)	(0,054)	(0,0570)
Ålder						1,040***	1,075***	1,075***	1,076***	1,075***
						(0,003)	(0,012)	(0,013)	(0,014)	(0,013)
Ålder2							1,000**	1,000**	1,000**	1,000**
							(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
Urban								1,065	1,062	1,064
								(0,115)	(0,118)	(0,118)
Annat									0,150***	0,151***
mod.									(0,026)	(0,027)
År										0,990*
										(0,005)
Konstant	1,039	0,711	0,624*	0,744	0,729	0,053***	0,029***	0,030***	0,026***	8,086e+06
	(0,134)	(0,148)	(0,166)	(0,221)	(0,261)	(0,029)	(0,010)	(0,012)	(0,010)	(8,249e+07)
Obser-	5071	5071	5071	5071	5071	5071	5071	5071	5071	5071
vationer										
Antal	224	224	224	224	224	224	224	224	224	224
kommuner										
Antal år	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4

Anm. Klusterrobusta standardfel inom parentes (såsom modell (1) och (2) i tabell 13). Utfallsvariabeln är binär och antar värdet 1 (resp. har röstat) och 0 (resp. har inte röstat). Utfallet rapporteras som oddskvoter. Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå.

**Tabell 21.** Valdeltagandets bestämningsfaktorer på individnivå. Avvikande värden exkluderade (Grankulla)

	(1) Oddsquoter	(2) GME	(3) Oddsquoter	(4) GME
Ginikoefficient för inom- Observationseffekter	0,964** (0,014)	-0,004** (0,002)	0,964 (0,059)	-0,004 (0,007)
Ginikoefficient för mellan- Observationseffekter	1,052*** (0,019)	0,006*** (0,002)	1,052** (0,023)	0,006** (0,003)
Inkomst	1,119** (0,063)	0,013** (0,007)	1,119** (0,037)	0,013** (0,004)
Utbildning	1,364*** (0,060)	0,036*** (0,005)	1,364*** (0,040)	0,036*** (0,004)
Arbetslös	0,791*** (0,038)	-0,027*** (0,006)	0,791** (0,086)	-0,027** (0,013)
Relativ fattigdom	0,969 (0,058)	-0,004 (0,007)	0,969 (0,034)	-0,004 (0,004)
Ålder	1,073*** (0,014)	0,008*** (0,002)	1,073*** (0,015)	0,008*** (0,002)
Ålder2	1,000** (0,0001)		1,000** (0,0001)	
Bor i urbant område	1,050 (0,110)	0,006 (0,012)	1,050 (0,111)	0,006 (0,012)
Annat modersmål än finska/svenska/samiska	0,167*** (0,040)	-0,209*** (0,028)	0,167*** (0,062)	-0,209*** (0,043)
År	0,989** (0,004)	-0,001** (0,0005)	0,989 (0,012)	-0,001 (0,001)
Konstant	4,137e+07* (3,839e+08)		4,137e+07 (9,67e+08)	
Observationer	5050	5050	5050	5050
Antal kommuner	223	223	223	223
Antal år	4	4	4	4

Anm. Klusterrobusta standardfel inom parentes i modell (1) och (2). Normala standardfel i modell (3) och (4). Utfallsvariabeln är binär och antar värdet 1 (resp. har röstat) och 0 (resp. har inte röstat). Utfallet rapporteras som oddsquoter i modell (1) och (3) och genomsnittliga marginaleffekter i modell (2) och (4). Asteriskerna \*\*\*, \*\* och \* betecknar signifikans på 1, 5 och 10-procentsnivå. Variabeln ålder2 (kvadrerad term) och konstanten kan inte uttryckas i genomsnittliga marginaleffekter, och har därmed lämnats bort i modell (2) och (4). 21 avvikande värden exkluderade (Grankulla).